دكتور مصطفى حسين باهى دكتور محمود عبد الفتاح عنان

النظرية - التطبيق



معاملات الارتباط و المقاييس اللامعلمية

النظرية - التطبيق

دكتور/محمود عبد الفتاح عنان أستاذ علم نفس الرياضية

جامعة حلوان

دكتور/ مصطفى حسين باهى أستأذ علم نفس الرياضية جامعة المنيات

الطبعة الأولى



مكتبة الأنجلو المصرية ١٦٥ شارع محمد فريد - القاهرة



اسم الكتساب: معامنات الارتباط والمقاييس اللامعلميه

المسئلسف : دمصطفى حسين باهى، دمحمود عبدالفتاح

الناشير : مكتبة الأنجاو الصرية

الطبياعية : مطبعة أبناء وهبه حسان

رقسم الإسداع: ١٥١٩٢ لسنة ٢٠٠١

الترقيم الدولى: 1 -1861 - 05 -977 : I.S.B.N



إهداء

إلى كل من علمنا الإحصاء وتطبيقاتها

إلى كل زملاء المهنة من مختلف مستوياتهم

إلى الباحثين والدارسين



مقدمة

ورد ذكر علم الإحصاء في القرآن الكريم بالغرض الذي يستخدم فيه الأن وهو الحصر والعد ، مثل قوله تعالى : « وأحاط بما لديهم وأحصى كل شيء عدداً » ، وقوله تعالى « وإن تعدوا نعمت الله لاتحصوها » .

ويعتبرعلم الإحصاء من العلوم التى تحددها نظريات ثابتة ومعروفة ، إلا أنه فى حقيقة الأمر أحد العلوم التطبيقية ، حيث يمكن استخدام الأدوات والطرق الإحصائية فى تحليل الظواهر الطبيعية والاجتماعية والاقتصادية والوقوف على حقيقة تغيرها ، مع دراسة المؤثرات والعوامل التى تحدد شكل وسلوك هذه الظواهر فى المستقبل إلى جانب إمكانية حصر الموارد المتاحة الطبيعية والبشرية ، ثم توجيهها التوجيه الأمثل نحو خطة متكاملة للتنمية الاقتصادية .

ويهدف هذا الكتاب إنتهاج الأساليب التعليمية في كيفية استخدام الطرق الإحصائية ، وخاصة من الناحية التطبيقية وبطريقة ميسرة ، وبالإضافة إلى ذلك هناك هدف تعليمي هو معرفة المفهوم الإحصائي ،الذي يكمن وراء هذه الطرق الإحصائية واختبار البرامج الملائمة ، ثم تقسير نتائج التحليل الإحصائي .

ومن وجهة النظر التعليمية فإن أحسن طريقة لتعلم الطرق الإحصائية هو إجراء الحسابات يدوياً حيث تكتسب خبرة كبيرة في تطبيق الصيغ الإحصائية على البيانات ، ومعرفة الطريقة التي يتم بها معالجة هذه البيانات وهو ما لم تكتسبه بمجرد إدخال البيانات على الحاسب وتشغيلها . ولكن بعد أن يتم استيعاب المفاهيم الإحصائية ، فإن استخدام الحاسب يجعل من مهمة التحليل الإحصائي عملية بسيطة .

ويتضمن هذا الكتاب المفاهيم والأساليب الإحصائية الشائعة الاستخدام . ويعد دراسة كل أسلوب إحضائي نتطرق إلى دواعي استخدام ذلك الأسلوب ، ثم

الصبيغة أو الصيغ الإحصائية التي تستخدم في حسابه ، مع شرح العمليات الحسابية المستخدمة بمثال مبسط مع تفسير ومناقشة نتائجه .

ونورد مجموعة من التدريبات حتى يمكنك تطبيق ما تعلمته على مجموعة من البيانات والأمثلة غير حقيقة ، وتحتوى على مجوعة صغيرة من البيانات أقل كثيراً مما سوف تواجهه في حياتك العملية وإجراء الدراسات والأبحاث العلمية ، وذلك بغرض التبسيط واختصار العمليات الحسابية المطلوبة (راجع كراسة التطبيقات الإحصائية «المؤلف»).

والإحصاء في اللغة هو العد الشامل ، ويوفر لنا علم الإحصاء وسائل لوصف وتلخيص البيانات التي نحصل عليها من خلال الأبحاث ، وفي وضع احتمال الحصول على بيانات عينة أو عينات من مجتمع حقيقي أو افتراضي ، وفي كشف العلاقة بين فئات المقاييس ، وفي إجراء عمليات التنبؤ .

ويمكن تقسيم علم الإحصاء بصفة عامة إلى نوعين :

١ - الإحساء الوصفى: يمدنا بعدة طرق لتقليل الكميات الكبيرة من البيانات إلى كميات يسهل التعامل معها ووصفها بدقة باستخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقات.

وعموماً فإن البحث في العلوم السلوكية لا يكفى فيه الوصف المجرد البيانات المأخوذة من عينة أو عدة عينات ، فالعلماء حريصون دائماً على الوصول إلى تعميم النتائج التي يحصلون عليها من العينة على المجتمع الشامل .

وباختصار فإن الإحصاء الوصفى هو طرق إحصائية تستخدم في تلخيص وعرض بيانات العينات أو المجتمعات ،

٢ - الإحصاء التحليلى: ويوفر لنا الوسائل التحليلية لتعميم النتائج. مثال ذلك إذا كان لدينا عينتان من الطلاب وتم التدريس لهما بطريقتين مختلفتين، وأسفرت نتائج كل مجموعة في الاختبار النهائي عن قيم مختلفة، فقد يرجع هذا

الاختلاف إلى تباين الوسيائل التعليمية أو إلى عوامل الصدفة .

ومن خالال الإحصاء التحليلي أمكن لنا تحديد احتمال أن هذا اأختلاف يرجع إلى الصدفة أكثر منه إلى تأثير الوسائل التعليمية المستخدمة .

وباختصار نجد أن الإحصاء التحليلي هو طرق إحصائية تستخدم في تعميم النتائج بالنظر إلى صفات وخصائص المجتمعات ، إعتماداً في ذلك على بيانات العينات المأخوذة من هذا المجتمع ،

وتتلخص أهداف الإحصاء التخليلي في:

- (أ) تقدير معالم مجهولة عن المجتمع من خلال مشاهدة المقاييس المأخوذة من العينات :
 - (ب) اختبار فروض الأبحاث متضمنين في ذلك بيانات العينات.

وسوف نعرض لأهم الوسائل التحليلية المستخدمة في هذين الهدفين :

١ - الإحصاء كأداة البحث: في البداية نؤكد أن الطرق الإحصائية تتعامل مع الأرقام، أما كيف تم الحصول على هذه الأرقام، ومأذا تعنى ؟، فإنها تقع على عاتق الباحث ؛ فالنثائج الإحصائية التي لها دلالة لا تنتج إلا من خلال دراسات بحثية تمت بعناية ، هنا في هذه الحالة نعتبر الإحصاء أداة قيمة في هذا البحث .

فالبحث يعرف عموماً بأنه استقصاء مدروس بغرض كشف العلاقات بين الظواهر ، ولابد من اختيار التصميم المناسب للبحث إذا أردنا الوصول إلى نتائج صالحة . ومشروعات الأبحاث في العلوم السلوكية تعتمد بدرجة كبيرة على الطرق الإحصائية في تجميع البيانات وتنظيمها وتحليلها .

وفى الواقع ومع افتراض أن الباحث قد استخدم طرقاً بحثية مناسبة يقوم الإحصاء بغرض تحليل البيانات ، التي توفر الأساس في دعم أو رفض الفروض البحثية للباحث .

٢ – الفروض البحثية للباحث: : إن استخدام الطرق الإحصائية المناسبة يعتبر أمراً حيوياً إذا كانت نتائج البحث سوف يتم تفسيرها بوضوح ودون أى غموض.

وعلى الرغم من أن وظائف الإحصاء الأولية لايمكن أن تظهر دون أن يتم تجميع البيانات ، فإنه من خطأ الباحث أن يتجاهل مهارات ومواهب الإحصائى في تصميم وإدارة دراسات هذا البحث ،

ومن الأهمية بمكان قيام الباحث بوضع الخطط لتنظيم وتلخيص وتحليل البيانات في الوقت نفسه ، الذي يتم فيه تصميم مشروع البحث . وفي حالة عدم إمكان الباحث إنجاز هذه المهمة فإن ذلك يؤدي إلى استخدام طرق غير ملائمة أو غير مناسبة في تجميع البيانات ، وينتج عن ذلك كم بيانات لايمكن تحليله بصورة جيدة ، كما أن عدم استخدام التخطيط الإحصائي الجيد قد يصل بالباحث إلى نتائج غير صحيحة أو مضللة ،

ويإيجاز فإن هذا الكتاب يقدم عدداً من الأساليب الإحصائية التي تستخدم بصفة عامة في الدراسات والبحوث ، والتي عن طريقها يمكن أن يحقق الباحث الهدف من البحث ، كما أنه يمكن أن يتحقق من صحة فروضه .

ونرجو من الله سبحانه وتعالى أن يوفقنا في بداية إنتاجنا العلمي إن شاء الله .

القاهرة في ٥١/٩/١٠٠٢

مصطفی باهی محمود عنان

الفصل الأول متغيرات ومستويات القياس

استخدامات معاملات الارتباط

: ٠,

متغيرات ومستويات القياس

أنواع المقاييس الإحصائية:

تعد البيانات الإحصائية المكونات الأساسية التي يستخدمها الباحثون في التحليل الإحصائي ، فالبيان الإحصائي هو قراءة لإحدى مفردات المشاهدات ، ويستخدم تعبير المشاهدة في أوسع نطاق له . فهو قد يمثل نتائج اختبار الطالب أو نتيجة أحد الأحداث أو استفتاء ما « بنعم أو لا» أو الإجابة عن أسئلة مقابلة شخصية أو نتائج تجربة عملية .

ويتم تحويل المشاهدة إلى قيمة عددية تكون ممثلة لها ؛ حتى يمكن الاستفادة منها في الوصف والتحليل الإحصائي ، وعادة تكون نتائج التجربة أو البحث في صورة أعداد تمثل مفردات المشاهدات وتسمى بالبيانات الإحصائية .

فالإجابة الخاصة باستفتاء ما أو تحديد عدد الأهداف التي أحرزها فريق ما، أو أطوال الطلاب في سنة دراسية ما تعتبر كلها بيانات إحصائية ، والأعداد المكونة لفئات البيانات هي تمثيل كمي لما نشاهده أو نستنتجه من خلال المشاهدات ، وهذه الأعداد قد تنتج باستخدام مقاييس متعددة ،

وتوفر لنا أساليب القياس طرق لتحويل المشاهدات أو الاستنتاجات إلى قيم عددية ، يمكن الاستفادة منها ،

ومن الأمنثلة السابقة يجب أن نعلم أنه توجد مقاييس متعددة يمكن إستخدامها لأغراض مختلفة ، فعدد الأهداف التي أحرزها فريق الكرة ، وأطوال الطلاب ، ونتائج التجربة العلمية تم تحديدها بطرق قياس مختلفة .

وهناك مصطلحات معينة تصف السلوك أو خصائص الظواهر المزمع قياسها، وهذه الخصائص تأخذ قيماً مختلفة ، ولذلك تسمى متغيراً ..

مثال :

إذا اخذنا فئة درجات الذكاء أو درجات اختبار لقوة عضدت الذراعين فنستطيع أن نقول إن لدينا درجات عن متغير الذكاء أو درجات اختبار ما ، وإذا قمنا بتحديد نوع كل عضو في مجموعة من الأفراد تم اختيارها فيكون لدينا بيانات عن متغير النوع .

فعناصر اللياقة البدئية أو الحركية أو قدرة الكتابة على الآلة الكاتبة يطلق عليها جُميعاً متغيرات ، وبعض المتغيرات تأخذ قيماً كمية مختلفة ، وبعضها يختلف في نوعيتها ، وعموماً فإن أي خاصية تختلف قيمتها بين أعضاء المجموعة محل القياس تسمى متغيراً،

التعريف ببعض المنطلحات :

البيانات :

هي فئة أو أكثر من الأعداد تمثل قراءة المشاهدات أو القياسات المختلفة ،

المتغير:

هو سلوك أو خاصية من الممكن أن تأخذ قيماً مختلفة .

المتغير التابع:

هو النتيجة المتوقع ظهورها بعد معالجة ما ، ومعنى ذلك أنه يتبع أو يعتمد على المعالجة ،

المتغير المستقل:

هو المعالجة التي يتوقع أن نحصل منها على نتيجة ما ويعنى ذلك أنه لا يعتمد على النتيجة ، والمتغير المستقل في البحث التجريبي هو السبب والمتغير التابع هو التأثير أو المتغير المستقل هو المتغير التابع هو النتيجة .

السؤال البحثي :

هو السؤال عن العلاقة بين متغيرين أو أكثر ،

القرض البحثيء

يحدد الإجابة المتوقعة للسؤال البحثي .

وكل من السؤال البحثي والفرض البحثي يحثوى على الأقل على متغير مستقل ومتغير تابع .

التعريف الإجرائي:

يوضح معنى المفهوم أو الفكرة بتحديد الإجراءات التي يجب إستخدامها أو تطبيقها لقياس المفهوم ، وهذا النوع من التعريف بعتبر عنصراً أساسياً في الأبحاث ، حيث إن البيانات يجب أن يتم تجميعها في صورة أحداث ملموسة يمكن ملاحظتها .

والتعريف الإجرائي يشير إلى العمليات ، التي يمكن عن طريقها أن يقيس الباحث مفهوماً ما .

القرض الإحصائي :

يحدد العلاقة بين المتغيرات في توزيعات المجتمع وله صبيغتان:

(i) القرض الصفرى:

وهو فرض إحصائى تحت الاختبار ، فعندما يريد الباحث اختبار أى فرض بحثى ، فإن الخطوة الأولى هى كتابة الفرض فى صيغة الفرض الصفرى التي يمكن اختبار صحتها ، ويفترض الفرض الصفرى دائماً أنه لايوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين المجتمعات المتقاربة، ويكتب دائماً فى صيغة عكسية لما يتوقعه الباحث أو يتنبأ به .

(ب) القرش البديل:

هو الفرض الذي يظل قائماً عند رفض الفرض الصنفري ، ويعتبر المقابل المنطقي للفرض الصفري .

والفروض الإحصائية إما أن يكون لها اتجاه معين أو ليس لها اتجاه.

فالفرض نو الإتجاه هو ذلك الذي يحدد إتجاه النتائج المتوقعة ، وهذا النوع

من العبارات المحددة يتخذ عندما يكون لدى الباحث أسباب واضحة لتوقع علاقة معينة أو اختلاف معين يحدث بين المجموعات ، أما الفرض الذي لايحدد اتجاها معيناً للعلاقة المتوقعة أو الاختلاف بين المجموعات فيقال عنه فرض متجه أو ليس له التجاه معين .

وعند استخدام بعض اختبارات الفاعلية (ذات الدلالة الإحصائية) ، فيجب على الباحث أن يحدد ما إذا كان الاختبار سيكون اختباراً ذا (التجاه) ، أو اختباراً ذا (إتجاهين) ،فعندما يكون اتجاه الاختلاف بين المجتمعين غير معروف ، فإن الباحث يستخدم الاختبار نو الإتجاهين ،وهو أكثر حساسية الفروق ذي الدلالة في أي من الاتجاهين (أكبر وأصغر).

أما استخدام الاختبار ذي الاتجاه الواحد ، فهو أكثر حساسية للقروق ذات الدلالة في اتجاه واحد فقط (أكبر وأصغر) ، ويستخدمه الباحث فقط عندما يكون متأكداً من اتجاه الاختلاف بين المجتمعين ، أو إذا كان مهتماً فقط بالإختلاف في اتجاه معين .

مثال :

نفرض أن باحثاً يقارن درجات اختبار مجموعة من الطلبة تعرضوا لطريقة جديدة من التدريس بدرجات مجموعة أخرى من الطلبة تعلموا بالطريقة المعتادة ، هناك حالتان يمكن للباحث اتباعهما:

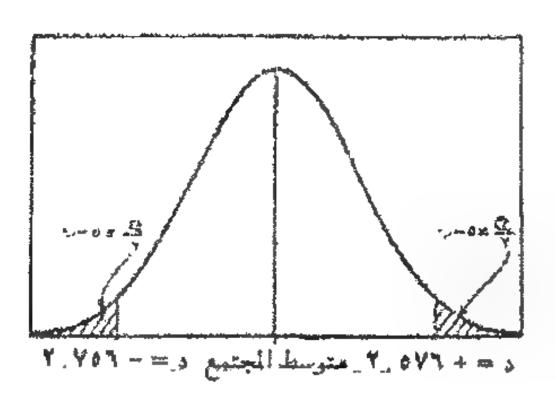
أولاً: : يمكن استخدام اختبار ذي الاتجاهين لمقارنة درجات المجموعتين ، ويمكن للباحث الإجابة عن سؤالين :

- ١ هل الطلبة الذين تعلموا بالطريقة الجديدة كانت درجاتهم أعلى ؟
- ٢ هل الطلبة الذين تعلموا بالطريقة المعتادة كانت درجاتهم أعلى ؟

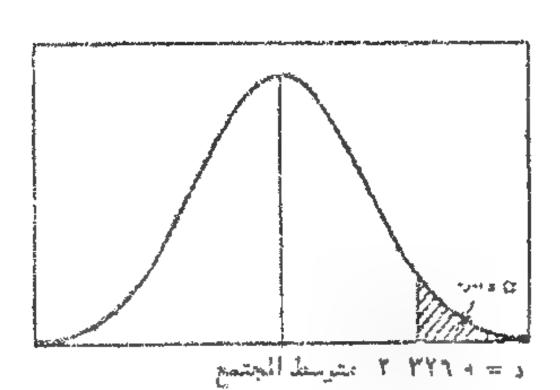
تانياً: : يمكن استخدام اختبار ذي اتجاه واحد ، والباحث يستطيع فقط الإجابة عن سؤال واحد :

هل الطلبة الذين تعلموا بالطريقة الجديدة درجاتهم أعلى ؟

ويراعى أنه لو وجد فرق ذو دلالة عند مستوى معين للثقة فى اختبار الإتجاه الواحد ، فإن الفرق نفسه سيكون ذا دلالة مضاعفة عند استعمال اختبار ذى الاتجاهين ،



سُّنگل (1 – 1) اختبار ڏو اڄاهين



مستويات القياس :

أنواع القياس المستخدمة في تحويل المشاهدات إلى بيانات عددية ، وبتنقسم عموماً إلى أربع مجموعات ، ويطلق عليها مستويات القياس .

ويعتبر كل من الأربعة مستويات الآتية ذات أهمية خاصة للإحصائيين:

أولاً: القياس الإسمى:

وهذا الستوى من القياس يتضمن تصنيف الأشياء والأشخاص والاستجابات إلى مجموعات ، وعلى سبيل المثال يستخدم هذا المقياس في تصنيف الأفراد طبقاً للنوع ، الانتماء العنصرى .

وفي هذا النوع من القياس ، تعرض كل رؤوس المجموعات ، ثم يتم تحديد عدد المشاهدات التي تقع تحت كل منها .

والمجموعات ليس لها ترتيب منطقى ، وطريقة عرضها في القائمة ، لا تتضمن أي إختلافات في البناء الهرمي لها ،

مثال :

يمكن تصنيف الأفراد طبقاً لانتماءاتهم السياسية كما في جدول (١-١). جيول (١-١)

عدد الأقدراد	الانتماء السياسي
· V	الحرب أ
٨	الحزب ب
٣	الحزب ج
٣	الحزب د
Υ	محايد

فى الجدول (١ - ١) ، يصبح الانتماء السياسى هو المتغير محل الدراسة ، وكل فرد فى المعاينة الافتراضية قد تم وضعه تحت واحدة من هذه المجموعات الخمس .

وعند تطبيق القياس الاسمى لابد أن نتبع القواعد الآتية :

١ – أن تكون قائمة المجموعات شاملة بحيث إنها تغطى كافة المشاهدات محل الدراسة ، فكل مشاهدة لابد أن توضع تحت أى مجموعة من مجموعات القائمة، ولذلك يجب أن تكون هذه المجموعات كافية ، مثال ذلك إذا لم يكن لدينا المجموعة المسماة «المحايدة » فلن نستطيع أن نحصر ضمن الإجابات مفردتين أثناء المعاينة .

٢ - المجموعات يجب أن تكون مثنافية تبادلياً ؛ أى أن أوصاف المجموعات
 لابد أن تحدد بحيث تقع كل مشاهدة تحت مجموعة واحدة فقط ، أى إنه لايجب أن
 تحتوى المجموعات على أوصاف مشتركة .

٣ – لايجب أن يكون هناك ترتيب ضمني بين المجموعات، فالرؤوس هي التي تحدد فقط المجموعات المختلفة في هذا المتغير وترتيب عرضهم اختيارياً ، ولا يحدد أي إختلافات كمية بينهم .

ولسهولة الاقتناع بالنتائج، فإنه يتم إعطاء قيم عددية لهذه المجموعات خاصة إذا كانت البيانات سوف يتم معالجتها بواسطة الحاسب، ففى المثال السابق يمكن إعطاء الحزب (أ) القيمة (١) والحزب (ب) القيمة (٢) والحزب (ج) القيمة (٣) وهكذا...

ولابد أن نعلم أن هذه القيم أعطيت لغرض التعرف فقط ،دون أن يعنى هذا أن مجموعة ما أفضل من الأخرى .

وهذا الأسلوب في تجميع البيانات في مجموعات كثيراً ما يطلق عليها استخدام المقياس التدريجي ، ولكن في الحقيقة هذه تسمية خاطئة لأنه لا يوجد

تدريج متضمن في خاتمة المجموعات ،

وإليك أمثلة أخرى يمكن الاستعانة بها عنداستخدام المقياس الاسمى .

جنول (٢ - ١) توزيعات تكرارية عن البيانات الاسمية

(C		ب		j
العدد	نوع السيارة	العدد	النوع	العدد	الديانة
٣	مرسيدس	۸٩	ذكر	٦.	مسلم
٥	بيچو	٤١	أنثى	٤٥	مسيحى
۱۲	فيات			٣.	يهودى
				٥	أخري

وخلاصة القول: أن القياس الاسمى يقوم بتصنيف الأشياء والأشخاص أو المشاهدات إلى مجموعات بحيث لايوجد بينهم أي ترتيب . كما أن البيانات هي أعداد تمثل تكرارات الحدوث داخل المجموعات غير المرتبة .

ثانياً: القياس الرتبي:

ويستخدم هذا المقياس عندما لا نستطيع أن نكتشف درجات الاختلاف بين المشاهدات ، ويفترض هذا المقياس وجود ترتيب بين البيانات . وترتب البيانات في صورة رتب ، ويتم تحديد أعداد ممثلة لتلك الرتب ،

مثال ذلك :

إذا رتبنا مجموعة من الطلاب حسب أوزانهم فنعطى الرقم (١) للوزن الثقيل

والرقم (٢) للأقل وزناً وهكذا إلى نهاية الأوزان ، وهذا الترتيب يكون فئة مرتبة من القياسات على متغير الوزن .

ويوضح الجدول (٣ - ١) الشكل الذي يمكن أن تكون عليه هذه الجيانات المترتبة ، ويجب أن نلاحظ أن هذه الأرقام لا تدل على الفروق بين الأوران، ولا تدل على وزن كل تلميذ .

فالمقياس الرتبى يدل فقط على مكان كل مفردة بالنسبة للمفردات الأخرى ، وهناك أمثلة أخرى للقياس الرتبى ، مثل : ترتيب فرق كرة القدم ، وترتيب خطوات الإنتهاء من مهمة ما ، الترتيب الذى يضعه المعلم للطلاب حسب مساهمتهم العلمية في الفصل .

جدول (۲ – ۱) رتب أوزان بعض الطلاب ن= 0

الرتبــة	الاســـــ
١ (الأثقل وزناً)	أحمد
*	على
٣	فقاد
٤	خالد
٥ (الأخف وزناً)	سالم

وخلاصة القول: أن القياس الرتبى هو عبارة عن ترتيب القياسات أو مجموع المشاهدات ، ووضع أرقام تحدد الرتب ، والبيانات هنا هى أرقام تمثل ترتيب المفردات أو القياسات .

ثالثاً: القياس الفترى:

إذا إفترضنا أن الفروق بين وحدات القياس متساوية على طول التدريج،

فإننا نستخدم في هذه الحالة القياس بفترة ، وفي حالة استخدام الفترات للقياس ، فإن تساوى الفترات أو المسافات بين وحدات التدريج بمثل تساوى الفروق بين الخصائص محل القياس في المروق بين المروق

وخاصية تساوى الفترات تسمح لنا بإجراء عمليات الجمع والطرح على البيانات من هذا النوع ، وكثيراً من القباسات لاتتحقق فيها هذه الخاصية تماماً . فاختبارات الذكاء يتم التعامل معها في بعض الأحيان على أنها تدريج فترى وتساوى وحدات الاختبارات لايمثل إضافات متساوية في الذكاء .

فعلى سبيل المثال: الفرق بين القيمة ١٢٠ و ١٤٠ تمثل زيادة أكبر في الذكاء من الفرق بين القيمة ١٠٠ و ١١٠ .

وهناك خاصية مميزة لهذا التدريج ، وهن أن نقطة صنفر لاتعنى بالضرورة الغياب الكلى للظاهرة محل القياس ومثال ذلك أن الدرجة صفر في اختبار الإحصاء لاتعنى أن هذا الطالب ليس لديه أي معرفة بعلم الإحصاء، وكبذلك حصول الطالب على الدرجة صفر في اختبارات القبول لأحد ي الكليات لا يعنى أن هذا الطالب لايصلح لهذه الكلية على الإطلاق،

وعموماً فإن مصمم الاختبار له حرية اختيار الأرقام التي تمثل كل مستوى للأداء، فالرقم ٠٠٠ قد يمثل متوسط الاختبار تماماً كما لو استخدمنا الرقم ١٠٠

وهناك مثال شائع لاستخدام القياس الفترى ، ألا وهو التدريج الفهرنهيتى لقياس درجات الحرارة والتي لا تمثل فيها الدرجة صفر غياب الحرارة تماماً ، ولعل القول بأن الحرارة عند التدريج ١٠٠ ضعف التدريج ٥٠ يعتبر غير دقيق .

وخلاصة القول: أن القياس الفترى هو قياس الظواهر بوضع أرقام المشاهدات، والبيانات هي أعداد تمثل فترات بينها كميات متساوية.

رابعاً ؛ القياس النسبي ؛

وعلى النقيض من القياس الفترى ، نجد أن القياس النسبى هو نقطة الصفر المطلق والتي يبدأ عندها التدريج .

وفى الأحوال التى يمثل فيها الصفر الغياب الكلى للظاهرة، ويتساوى حج وحدات القياس بدءاً من نقطة الصفر ، تمثل بالفعل فروقاً متساوية ، فإننا في هذه الحالة نستخدم التدريج النسبي للقياس .

والتدريجات النسبية الشائعة هي التي تقيس لوزن ، والزمن ، والارتفاع ، ومن الممكن أن نقول في هذه التدريجات إن أحد الأشخاص يزن ضعف وزن شخص آخر ، أو أن الزمن الذي يسجله أحد المتسابقين في أحد السباقات أربعة أضعاف الزمن الذي يسجله زميله أو منافسه، فالنسب بين هذه القياسات من الممكن تفسيرها . فمثلاً تدريج كيلفن لقياس درجات الحرارة يمثل فيه الصفر الغياب الكلي لدرجة الحرارة ، الدرجة الحرارة ، الدرجة الحرارة . ١٠٠ تعادل ضعف الدرجة ٥٠ في درجة الحرارة .

وجدير بالذكر أن القليل من المتغيرات في الدراسات التعليمية والنفسية تستخدم التدريج النسبي في القياس ، وكذلك أيضاً كثير من القياسات مثل نتائج الاختبارات عادة تتم معاملتها على أنها قياسات فترية ،

ويعتبر من الأهمية بمكان قيام الإحصائي بتحديد هل تم الحصول على البيانات بواسطة العد (القياس الاسمى) أو بواسطة الرتب (القياس الرتبي) أو بقياس الكميات (القياس النسبي أو الفترى) ، وذلك لاختلاف الأساليب الإحصائية المستخدمة باختلاف أنواع تدريجات القياس ،

وسوف نعرض في هذا الكتاب أساليب إحصائية ملائمة في الحصول على البيانات باستخدام كل هذه التريجات .

وسوف نطلق على القياسات بالتدريج النسبى أو الفترى بيانات الفترة ؛ لأنها سوف تكون لهما المعاملة نفسها في تطبيقات هذا الكتاب .

وخلاصة القول:

أن قياس الظواهر بوضع أعداد للمشاهدات والبيانات هي أعداد ، حين تمثل

الأعداد بين الفترات كميات متساوية ، حيث تمثل نقطة الصفر الغياب الكلى للظواهر محل القياس ،

أنواع المتغيرات :

نود الآن أن نتعرف خاصية أخرى من خصائص البيانات الإحصائية ، والتى تؤثر فى طريقة التحليل الإحصائي لها ،

ويوجد لدينا نوعين من المتغيرات:

١ -- المتغير المتقطع :

هو متغير يفترض أن هناك عدداً محدداً من القيم العددية بين أي نقطتين .`

٢ – المتغير المتصل :

هو متغير يفترض نظرياً وجود عدداً لا نهائياً من القيم العددية بين أي نقطتين .

تلخيص البيانات :

تعتبر أولى المهام عندما نحصل على البيانات هي المخيصها والتطيمها في صورة مناسبة العرض والتحليل .

مثال ذلك :

إذا أخدنا التقديرات التي حصل عليها (٤٠ طالباً) في مادة الإحصاء: وكانت كالتالي:

مقبول	حيد	مقبول	جيد جداً	ممتاز
مقبول	ممتاز	جيد	ختر	مقبول
حيد	جيد جداً	مقبول	مقبول	تتخ
جيد جداً	بيد	مقبول	ممتاز	جيد جداً
جيد جداً	جيد	جيد جداً	جيد جداً	جيد
جيد	مقبول	ممتاز	چين	مقبول
ممتاز	ممتاز	جيد,	مقبول	مقبول
مقبول	جيد	جيد	جيد	جيد جداً

ومن الصعب تحديد نمط التقديرات من هذه الفئة من البيانات، ولابد من تنظيمها للحصول على صورة واضحة عن اتجاه التقديرات ويمكن تحديد القيم التكرارية لكل تقدير ووضعه في توزيع تكراري ، كما في الجدول (3-1)

جىول (٤ – ١)

التكرار (ك)	التقدير
٦	ممتاز
٨	جيد جداً .
۱٤	جين
17	مقبول

وقد إستخدمنا في هذا الجدول رمزين إحصائيين ، هما : (ك) وتعنى التكرار، و(ن) تعنى المجموع الكلى التقديرات.

ويجب أن نلاحظ أن المقياس المستخدم في جمع البيانات هو المقياس الاسمى حسيث لابوجد تدريج هرمى لترتيب تقديرات الطلاب ، وإنما يمكن ترتيب هذه النقديرات بأي ترتيب ،

وخلاصة القول: نجد أن التوزيع التكراري هو جدول يوضع كيف تم توزيع المفردات والقياسات بداخل فئة من المجموعات أو القيم .

الرموز :

ن = العدد الكلى للمفردات أو الدرجات.

ك = تكرار المقردات أو الدرجات ،

س = القيمة

والمتغير بالجدول السابق هو متغير متقطع ؛ لأن الطالب بأخذ واحدة من البدائل المتاحة ، ولاتوجد إمكانية في اختبار يقع بين أثنين من البدائل -

ومن الممكن بعد جمع البيانات أن نرتب هذه التقديرات حسب الأفضلية ، وبالتالي يتحول القياس الاسمى إلى قياس رتبى .

ولناخذ مجموعة أخرى من البيانات لعدد (١٥ ملاكماً) وقد تم أختبار قوة الساعد الأيمن في توجيه اللكمات إلى الخصم ، وكانت نتائج الاختبار كالتالي ، كما يوضحها الجدول (٥ - ١) .

جديل (ه - ١٠) قوة الساعد الأيمن ن = ١٥

۲.	Yo	۲.
Yo	To	- Yo
٣٥	44	٣٥
۲.	۲۱ .	٠ ۲١
Yo	77	۲.

ولكى نرى الصورة كاملة حول نتائج هذا الاختبار، فالابد أن نضع توزيع تكرارى لهذه الأوزان .

وسوف نعطى الرمز (س) لقوة الساعد وتكرار هذه القيمة داخل فئة البيانات، نجدها في عمود (ك) داخل التوزيع التكراري. كما في حدول (٦ - ١)، ومن الأفضل أثناء إعداد التوزيع التكراري أن نضع أقل قيمة في أسفل جدول التوزيع .

جنول (۱ – ۱) التوريع التكراري لقوة الساعد الأيمن $\dot{u} = 0$

ك	س
٣	To
	۲٥
۲	. 77
۲	71
٤	۲۰
صفر	10
ن = ۱۰	المجموع

وفي علم الإحصاء ، يمثل الرمز (س) قيمة معلومة ، أما في علم الجبر فإن (س) تعتبر قيمة غير معلومة ،

وفى الجدول (١ - ١) نجد أن كل مفردة لها قيمة معلومة ، والتي يطلق عليها (س) درجة،

وتمثل درجات الاختبارات النفسية قياسات تقع بين التدريج الرتبى والتدريج الفتريج الناحية التظرية الفترى ، هذا إلى جانب أن متغيرالقلق يعتبر متغيراً متصلاً من الناحية التظرية الى

إنه يأخذ أى قيمة على طول خط الأعداد المتصل ، فإذا كانت كل الدرجات المسجلة عند متغير القلق هى أرقام صحيحة (غير كسرية)،فهذا يعكس عدم قدرة الاختبار على اكتشاف الفروق الصغيرة فى مستويات القلق عند الطلاب ، والدرجات التى نحصل عليها لمتغير متصل ما هى إلا ناتج عملية تقريب والنهايات الحقيقية لكل درجة تقع بين ٥ ، • أكبر أى ٥ ، • أقل من القيمة الصحيحة ، وذلك يمثل كل قيمة بفترة تقع بداخلها القيمة الحقيقية .

مثال ذلك : الدرجة الحقيقية التي يحصل عليها طالب في اختبار الذكاء هي ٧٢ تقع في الفترة بين ٥ ، ٧١ ، ٥ ، ٧٢ .

وأثناء تعاملنا مع المتفيرات المتصلة، نجد أن الحد الأدنى للفئة يمكن إستخدامه في حسابات أخرى .

ونرمز للحد الأدنى للفئة بالرمز (ف) فمثلاً «ف» للقيمة ٧١ هي ٥٠،٥ وبالنسبة للقيمة ٧٠ هي ٥٠،٠٠

وعند إعداد التوزيع التكراري للقياسات بفترة الضع كل قيمة من الأعلى إلى الأدنى في عمود القيم (س) السواء كانت هذه القيمة قد حصلت عليها أي مفردة أم لا.

ففى جدول (٦ - ١) القيمة (١٥) تم وضعها فى الجدول ، رغم أنه لا توجد أى مفردة حصلت على هذه القيمة .

وإذا لم يتم وضع البيانات في مجموعات فإن التوزيع التكراري يوضع التكراري يوضع التكرار (ك) لكل درجة على حدة ،

ولعله من المستحب تجميع البيانات على مدى واسع من الدرجات ووضعها فى مجموعات ، تسمى معدل الفئات خاصة إذا أردنا عرض البيانات فى صورة جدولية، أو عرضها بيانياً . وسوف يطلق على المصطلح فصل الفئة لفظ الفئة مباشرة ، وذلك للسهولة ، ويوضع جدول (٧ – ١) توزيع الدرجات حيث يتم جمع كل قيمتين لتكوين كل فئة .

جنول (۲۰ – ۱۰) توزیع تکراری افئات الدرجات

التكرار (ك)	الفئة (ف)
\	Y
صفر	19 - 11
٨	\v - \7
٨	10 - 18
o	• 17 – 17 ·
۲	11-1-
١ .	4 — Y
ن = ۲۵	المجموع

وعند تجميع الدرجات في فئات ، فإننا نفقد جزء أمن المعلومات، فمثلاً الجدول (٧ - ١) لدينا (٥) مفردات حصلوا على ١٢ أو ١٣ ، ولكن لا نستطيع أن نحدد هل المفردات الخمس قد حصلوا على ١٢ أو حصلوا على ١٣ أو أن هناك خليطاً من الدرجتين ،

وكلما زاد طول الفئة داخل الجدول زادت كمية المعلومات المفقودة.

وإذا كانت البيانات داخل الجدول (٧ - ١) تمثل قياساً لمتغير متصل ، فإن كل فئة لديها قيمة حقيقية كحد أعلى وقيمة حقيقية كحد أدنى .

وخلاصة القول: نجد أن الأرقام الصحيحة هي الأرقام التي لا تحتوى على كسور، أما الأرقام الحقيقية فهي التي تحتوى على كسور (أرقام عشرية).

والحد الأدنى لكل فئة تكون ٥٠٠ أقل من أصغر درجة ، والحد الأعلى لها تكون ٥٠٠ أكبر من أعلى درجة في الفئة ، فالفئة ، ١١ - ١١ تتراوح من ٥٠٥

١١٠ والحد الأدنى للفئة في = ٥،٥ وفي لجدول (٧ - ١) نجد أن القيمة لحقيقية للحد الأعلى المني والقيمة الحقيقية للحد الأعلى للتوزيع الكلي هي ٥،٥ و ٥،٢١ على التوالي .

وتستخدم مفاهيم الحد الأدنى والحد الأعلى نفسها للمتغيرات المتصلة ، عند عمل التوزيعات التى تستخدم القيم الحقيقية في بناء فئاتها .

. فإذا كما ن لدينا فئة ١٠٢,٦٠ – ١٠٢,٦٠ فإن الحد الأدنى للفئة هو ٥٨٥. ١٠٢ والحد الأعلى هو ١٠٢,٦٠٥ . أ

ويجب أن نلاحظ أن الحدبن الأدنى والأعلى يستخدمان في حالة البيانات التي نحصل عليها من خلال المتغيرات المتصلة من الناحية النظرية.

فإذا كانت البيانات تمثل عدد الأيام التي تغيب فيها التلاميذ عن المدرسة، وهو متغير متقطع فلا نحتاج أن نضع حد أأدني أو حداً أعلى البيانات التي حصلنا عيها.

وعلى الرغم من وجود طرق عديدة لعمل توزيعات تكرارية إلا أن الطريقة المتبعة هي جعل الفترات مساوية في الحجم .

والتوزيعات التكرارية التي تقوم بتلخيص أعداد كبيرة من البيانات ،عادة على ، عال تحتوى من ١٢ إلى ٢٠ فئة .

ففى الجدول (١ - ١) لدينا ن = ١٥ فقمنا بتكوين سبع فئاتٍ ،

أما هذا الاختلاف في أطوال الفئات ، والذي يؤثر مباشرة على التكرارات، وذلك بقسمة التكرار على طول الفئة المقابلة له ،

ففي المثال السابق إذا كان لدينا التوزيع التكراري لفئات الدرجات كالآتي :

جدول (۸ - ۱)

التكرارات المعدلة خانة (٤) = (٢) ÷ (٣)	أطول الفئات خانة (٣)	لتكرار(ك) خانة (٢)	الفثة (ف) خانة (۱)
۰,۲۰	٤	١	71 – 1X
٤	۲	٨	77 – VI
۲,٥٠	٦	۱٥	10-1.
٠,٥	۲	١	۸ — ۸
,		ن = ه۲	المجموع

وكما سبق لنا القول ،فإن تجميع البيانات في فئات يساعدنا أساساً في عرض البيانات جدولياً أو بيانياً ،

وقديماً عندما كانت الحسابات الإحصائية تجرى يدوياً أو بواسطة الآلات الحاسبة ، فإن تجميع البيانات كان بالدرجة الأولى بغرض تسهيل الحسابات .

ولكن مع قدوم الحاسب فإن جميع الحسابات الإحصائية تتم على البيانات الفعلية غير المبوبة .

وفي الواقع فإن برامج الإحصاء على الحاسب تستخدم جميعها بيانات غير مبوية ،

استخدامات معاملات الارتباط

أولأ ،التحليل السيكومترى للمقاييس

Reliability

١ – الثبيات :

معناه أن الأختبار موثوق به ويعتمد عليه ، كما يعنى الاستقرار .

ومعامل الثبات يقاس بمعامل ارتباط بين درجات الأفراد في الاختبار في مرات الإجراء المختلفة .

الطرق الإحصائية لتعيين معامل الثبات :

(i) طريقة إعادة التطبيق

فى هذه الطريقة يتم إعادة أداة البحث على نفس أفراد العينة مرتين أو أكثر تحت ظروف متشابهة قدر الإمكان . ثم استخدام معامل الارتباط بين نتائج التطبيق في المرات المختلفة .

ويشير معامل الارتباط إلى ثبات الأداة ،

(ب) طريقة التجزئة النصفية Split - Half

هذه الطريقة من أكثر طرق تعيين معامل الثبات شيوعاً . حيث يطبق الباحث الأختبار أو المقياس أو مرة واحدة ، أى يعطى الفرد درجة واحدة عن جميع الأسئلة الفردية ، ودرجة أخرى عن جميع الأسئلة الزوجية ، ثم يحسب معامل الارتباط بين مجموع درجات الأسئلة الفردية ومجموع درجات الأسئلة الزوجية . وفي هذه الطريقة يشير معامل الارتباط إلى ثبات نصف الاختبار فقط . أذا يجب تطبيق معادلة سبيرمان براون وهي حكيد لإيجاد الثبات الكلى للاختبار أو المقياس أو

(ج) طريقة الاختبارات المتكافئة Parallel - Test

وفيها يستخدم الباحث صيغتين متكافئتين للاختبار الذي يطبق على

المجموعة نفسها من الأفراد ثم حساب معامل الارتباط بين مجموع درجتي الصيغتين أو الصورتين ،

Y-الصيدق: Validity

يشير الصدق إلى «أن الاختبار يقيس ما وضع لقياسه ولا يقيس شيئاً أخر أو بالإضافة له » .

طريقة تعيين معامل الصدق:

(أ) صدق المفهوم أو التكوين (أ) صدق المفهوم أو التكوين

وهو تحليل لمعنى درجات الاختبار في ضوء المفاهيم السيكولوچية ، ويتم ذلك عن طريق :

- الارتباط:

أى الارتباط بين الاختبار وأختبار أخر يقيس سمة مختلفة عن السمة الأولى التي يراد معرفة صدقها .

-الإنساق الداخلي Internal Consistency

يؤدى فحص الاتساق الداخلي للاختبار إلى الحصول على تقدير لصدقه التكويني ، وفي هذه الحالة يعين معامل الارتباط نتيجة كل فقرة في الاختبار على حدة ،مع نتيجة الاختبار بأكمله .

- دراسة ميكانيزمات الأداء على الاختبار وهي دراسة الإجابة عن الاختبار ثم يحسب معامل الارتباط بينها وبين خصائص الأداء في السمة المقيسة .

(د) التغير في الأداء Change in performance

وهو دراسة الفروق في الأداء الخاص بالعينة نفسها من الأفراد على مدى فترات زمنية مختلفة ، عن طريق إيجاد معامل الارتباط بين الدرجات في الفترات الزمنية المختلفة .

(ب) مندق التعلق بمحك Criterion - Related Validity

وفيه نوعان هما: الصدق التنبؤى Predective Validity وفيه نوعان هما: الصدق التنبؤى Coucurrent Validity

ويتم ذلك عن طريق معامل الارتباط.

(ج) الصدق العاملي Factorial Validity

هو قياس وظائف عامة مشتركة من خلال الاختبارات عن طريق التحليل العاملي ، وهو أسلوب إحصائي لعزل هذه الوظائف التي تشترك في قيامها عدة اختبارات . وتساعد دراسات التحليل العاملي على فهم طبيعة صفات الفرد ، وعلى تزويدنا بأساس مفيد لتصنيف الاختبارات التي توصلنا إليها ، والتحليل العاملي يعتمد على الارتباط لإستخراج المصفوفة ، وكذلك التشبعات قبل التدوير وبعد التدوير.

ثانيا ، التحقق من صحة الفروض ،

ان معامل الارتباط يستخدم في التحقق من صحة الفروض ، من خلال ، البحوث والدراسات . وفيما يلي بعض أمثلة للفروض التي يستخدم فيها معامل الارتباط :

١ – الفرض البحثي :

- هذاك علاقة موجبة بين الإحصاء والرياضيات .
- هناك علاقة سلبية بين المستوى الاقتصادي ومستوى التعليم .

٢ – الفرض الإحصائي :

- يوجد ارتباط موجب بين الإحصاء والرياضيات .
- يوجد ارتباط سالب بين المستوى الاقتصادى ومستوى التعليم .

٢ -- القرش المنقري :

- لايوجد ارتباط بين الإحصاء والرياضيات .

٤ – الفرض البديل :

- توجد علاقة بين المسئولية والنجاح في مهارة الغطس .

الفصل الثانى
الارتباط بين متغيرين كميين
معامل ارتباط بيرسون
معامل ارتباط بيرسون

CORRELATION

الارتباط

عند تحليل العلاقة بين متغيرين أو أكثر، نسعى عادة إما لمعرفة طبيعة العلاقة بينهما . العلاقة بينهما . العلاقة بينهما . ويمكننا تحليل الارتباط من حساب قوة العلاقة بينهما . ويرمز إلى هذا المعامل بالرمز (س) ، وهو قيمة رياضية تبين درجة هذه العلاقة .

ومن البداية يجب أن نعلم أن معنى وجود علاقة بين متغير وآخر لاتستازم أن يكون أحدهما سبباً أو مسبباً في وجود الآخر ، وإذا كانت العلاقة بين متغيرين قوية؛ بمعنى أنه إذا تغير أحدهما إلى درجة ما في اتجاه ما يتغير الآخر في نفس الاتجاه نفسه وبالدرجة فإن هذه العلاقة تسمى ارتباطاً كاملاً طردياً . أما إذا كانت العلاقة بين المتغيرين تسير في اتجاهين مختلفين ، وبالدرج نفسه أي بمعنى أنه كلما ازداد المتغير الأول يقل المتغير الثاني بالدرجة نفسها ، فإن هذه تسمى ارتباطاً كاملاً عكسياً .

والعلاقة بين متغيرين يمكن تلخيصها فيما يلى :

- ١ ارتباط طردي تام (موجب) نادر الحدوث .
- ٢ ارتباط عكسى تام (سالب) نادر الحدوث ،
 - ٣ ارتباط طردى غير تام (موجب).
 - ٤ ارتباط عكسى غير تام (سالب).
 - ه ارتباط صفری (لاعلاقی).

ويذكر فؤاد البهى فى هذا المعنى: أن الارتباط فى معناه العلمى الدقيق هو التغير الاقتراني ، أو بمعنى آخر هو النزعة إلى اقتران التغير فى ظاهرة بالتغير فى فى ظاهرة بالتغير فى فى ظاهرة أخرى .

والارتباط يلخص البيانات العددية لأي ظاهرتين في معامل واحد - ولذا تهدف

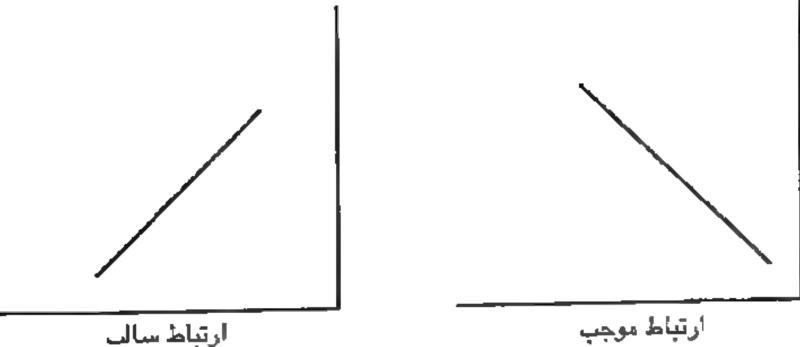
معاملات الارتباط قياس الاقتران القائم بين أي ظاهرتين قياساً علمياً إحصائياً دقيقاً .

وتقاس العلاقات بين المتغيرين أو أكثر بمقياس حده الأعلى + ١ ، وحده الأدنى - ١ ، فإذا كانت العلاقة بين المتغيرين مطردة تامة ، فإن معامل الارتباط فيها بساوى +١ ، وإذا كانت العلاقة عكسية ، فإنها تتخذ معاملاً = - ١ . وبين هذين الحدين ، توجد علاقات ارتباطية معامل ارتباطها يساوى كسراً إما موجباً أو سالباً على حسب نوع العلاقة ، وهذ هي أكثر وجوداً في مختلف العلاقات بين متغيرين .

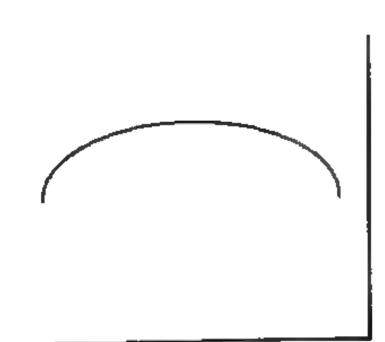
وعند استخدام معامل الارتباط في قياس العلاقة بين متغيرين صحيحاً إذا كان هذا الارتباط خطياً Linear ؛ أي إنه إذا كان هناك ارتباطاً غير خطي - Non كان هذا الارتباط خطياً علي خطي - Linear ، وتقاس هذه الارتباطات غير الخطية بمقاييس أخرى غير معامل الارتباط .

وفي هذا الصدد يذكر كل من يحيى هندام ، محمد الشبراوى أنه يستحسن دائماً قبل البدء في إثبات وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين ، أن يحاول الباحث عمل رسم بياني يوضح من خلاله انتشار القيم لفائدته الكبيرة ؛ إذ إنه يدل للوهلة الأولى عما إذا كانت العلاقة خطية أو غير خطية ، فإذا كانت العلاقة خطية ، فإنه يمكن استنباط مدى الارتباط بين المتغيرين بطريقة تقريبية ، والأشكال التالية توضح ذلك .

أشكال الانتشار

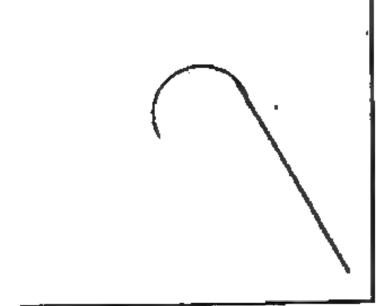


ارتباط سالب شکل (۲ – ۲)

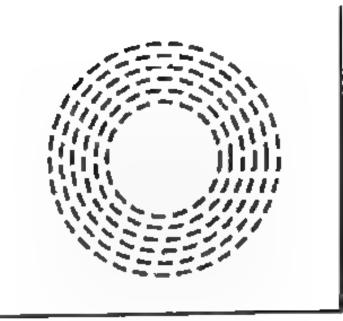


شکل (۱-۲)

ارتباط غیر خطی شکل (۲ – ۲)



ارتباط سالب غیر کامل شکل (٤ – ۲)



شكل ـه - ٢) الارتباط



شکل (٦ – ٢) أ – ارتباط موجب غير كامل ب – ارتباط غير كامل

ويمكن إيجاد معامل الارتباط بعدة طرق ، منها :

١ - الدرجات المعيارية ، ٢ - الانحراف المعياري ،

٣ – التباين . ٤ – السرجات الخام .

ه - الترزيعات التكرارية ،

(أ) – معامل ارتباط بيرسون

١ – إيجاد معامل الارتباط من الدرجات المعيارية :

مثال :اوجد معامل الارتباط بين المتغيرين س ، ص باستخدام الدرجات المعارية .

قیم س: ۲، ۲، ۲، ۲، ۲، ۵، ۲، ۲، ۲، ۷، ۸، ۸، ۹،

قيم ص: ١، ٤، ٢، ٤، ٢، ٢، ٣، ٧، ٥، ٤، ١، ٨.

الحل :

. ١ - باستخدام صورة القانون التالية : معامل ارتباط بيرسون ،

ن مجے س ص - (محاس) (محاص)

[ن مدس۲ – (مدس)] [ن مد ص۲ – (مدص)]

ڻ ⇒عدد الحالات ،

مد س = مجموع قيم س

مد ص = مجموع قيم ص

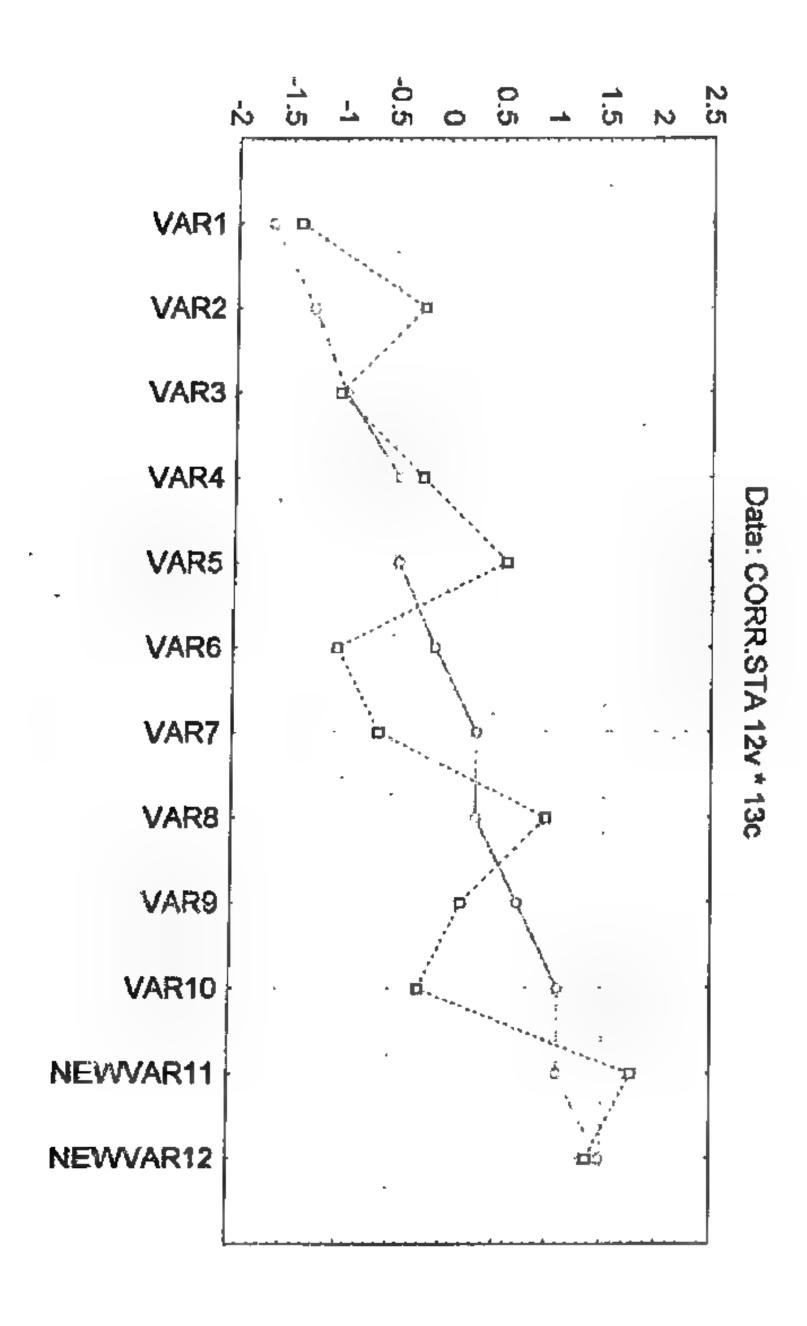
مد س۲ = مجموع مربع قیم س

محد ص ٢ = مجموع مربع قيم ص

مد س ص = مجموع مُعرب س × ص

درجات الحرية ن - ٢

٢ – رسم الخط البياني للانتشار ، وإذا كان الانتشار خطيًا ، نكمل بقية
 الخطوات طبقاً للمعادلة



٣ - تكوين جدول من الأعمدة طبقاً للمعادلة والمطلوب فيها وهي كما يلي :

جدول (۲ - ۲) قیم (س ، ص ، س۲ ، ص۲ ، س ص)

س × ص	ص۲	س۲	ص	<u>س</u>	۴
Y, £ . A	۲,۰٤٩	۲,۸۲۸	1,877-	- 705,1	,
٠٠٣,	٤٥٠,	307,1	, ۲۳۳ –	FAY , I	۲
, 919	١,٠٦٥	, ۷۹۳	۱,.۳۲ –	- ۱۹۶۰	۳
۱۱۰,	٤٥٠,	, 7£0	, ۲۳۳ –	, E9o —	٤
- ۸۰۰,	,۳۲۰	, 720	770,	- 683,	٥
7.1,	1,.30	,.1.	1,.44-	, •٩٩ –	٦
– ۸۸۸ ,	, £	, . ٨٨	- 77 <i>F</i> ,	, ۲۹۷	v
۷۸۷,	, 984	, . ٨٨	,970	, ۲۹۷	٨
,110	,٠٢٨	, ٤٨-	, ויוי	, ٦٩٢	۸
, Yo£ —	, - 0 £	۱,۱۸٤	, ۲ ۲۳ –	١,٠٨٨	۸,
1,44.	٣,١١٤	١,١٨٤	٥٢٧, ١	1,	11,
۲,۰۲٦	۲,۸٦۳	۲,۲۰۲	0.77.1	۱,٤٨٤	14
مد س × ص	مد ص۲	مد س۲	ممصص	مد س	
٧,٤٧	- ۱۱,۰۰	11,	, –	, • • -	

ع - الأعمدة المكونة للجدول ، هي :
 س ، ص ، س٢ ، ص٢ ، س ص

ه ـ تطبيق صورة المعادلة

[ن مج س ۲ - (مج س)] [ن مج ص ۲ - (مج مر)]

 $(,\cdot,\cdot)(,\cdot,-)-Y, \xi V \times Y$

 $\{Y(,..)=11\times 11\}[Y(,..-)=11\times 17]$

37,78

/ [۱۳۲ - صفر] [۱۳۲ - صفر]

37, 18

177 × 177

37, PA

TYEYE

 $\frac{3F,PA}{YYI} = AF,$

درجة الحرية = ١٢ - ٢ = ١٠

قيمة « س» الجدولية عند مستوى ٥٠٠ = ٢٧٩ . *

قيمة «. ℃» الجدولية عند مستوى ١٠٠, = ١٥٨, *

**, oV7

**, V . A

* أتجاه واحد

** اتجاهین

ويعد هذا الارتباط ارتباطاً طردياً ، أي أنه كلما زاد المتغير (س) زاد المتغير (ص.) .

جدول (۲ – ۲) قیم (س ، ص ، س۲ ، س۲ ، س ص)

س ص	ص۲	س۲	ص	س	٩
Y£., Y%.	Y. E , 9 EA	777,779	18,717 -	- ۱۲,۶۱۸	1
49,941	0,841	170,591	Y,771 -	74,71	۲
91,89.	1.7.07	V9, YV-	1.,771 -	۸,٩٠٣ –	۲
11,077	0, 287	Y£,£77	۲,۲۳۱ –	8,987-	٤
TV, 990 -	٣٢,٠٣٢	YE, 577	۰٫٦٦۰	६, ९६२	9
1.,41.	1.7,07.	۹۷۹ ،	1.,771 -	. ۹۸۹ –	٦
۱۸,۷۷۲ –	٤٠,٠١٤	۸٫۸۰۸	٦,٣٢٦ –	۲,۹٦٨	ν
307,77	94,414	٨,٨٠٨	4,700	Y, ዓጊ <i>አ</i>	٨
11,017	۲,۷۷۱	. 8∨,90€	1,770	٦,٩٢٥	٩
70, T7	0,881	114,217	۲٫۲۳۱ –	۲۰,۸۸۲	١.
197, . 10	711,707	114, 217	۱۷,٦٤٥	۲۸,۸۸۲	11
Y-Y,008	127,771	YY., 197	۱۳٫٦٥٠	18,374	14
مد س ض	مد. ص۲	محا س۲	مد ص	مد س	
YE7,9A	11,	11,	, –	, • •	
					ŀ

بالتعويض في المعادلة نجد مايلي:

 $YI \times AP, IY3 - (...)$

 $[Y(\times \dots)'][Y(\times \dots)'][Y(\times \dots)']$

۷۹,۳۲,۷۱ – صفر

[۱۳۲۰۰ – صفر] [۱۳۲۰۰ – صفر]

77,77

14545...

 $\Gamma V, \gamma \Gamma P \Lambda = \Lambda \Gamma,$

177 ..

درجة الحرية = ١٢ - ٢ = ١٠

قيمة « س » الجدولية عند مستوى ٥٠٠ = ٢٧٩ , *

قيمة « \mathcal{N} » الجدولية عند مستوى \mathbf{N} ، \mathbf{N} » الجدولية

**, oVl

**, V. A

مثال أخر:

جدول (۲ ۲) قيم (س ، ص ، س٢ ، ص٢ ، س ص)

س ص	ص۲	س۲	ص	w	Ą
۱۱۸٤.٠٨٤	1474,457	11.1,.77	31,57	77,11	١,
173	7777,777	1779,720	£77,734	44,18.	۲
175.,779	173,3401	1744,481	44,779	٤١,.٩٧	۳
41£V,7A6	۲۲ ۷۲,۳۸-	۲۰۲۹, <i>۸</i> ۳۳	٤∨,٦٦٩	٤٥,-٥٤	٤
Y0-V,7Y9	٣٠٩٨,٠١٤	۲.۲۹,۸۳۳	٥٥,٦٦٠	٤٥.٠٥٤	٥
1488,V.0	1048,887	72.7,.07	T9,779	٤٩,٠١١	٦
7717,777	19.4,224	۲۸۰۵,۵۸۸	377,73	οΥ, ٩ ٦٨	٧
T109, V9T	700A,V\7	۲۸۰۵,۵۸۸	09,700	۸۲,۹٦۸	٨
79.51,7	Y774, YF7	TYE., EE.	۵۱٫٦٦٥	07,970	4
79.7,71.	۲۲۷۲,۳۸ -	47.7.7.9	£V,779	74,47	۸.
FV7.A7/3	£0Y0,4A0	44.7,7.9	۵۷٫٦٤٥	۲۰,۸۸۲	11
£17V1.	2.01,789	27.2,.09	۱۳٫٦٥٠	ግ٤ , ለዮዓ	۱۲
مد س ص	مد ص۲	مد س۲	مداص	مد س	
T. VET. 4A	711	711	٦	٧	

.. رود س می (مد س) (مد س) .. [ن مد س ۲ - (مد س)] [ن مد ص ۲ - (مد ص)]

بالتعويض في المعادلة نجد مايلي:

71 × 12 × 13 × 17 - ... 7 × ... 7

 $\Upsilon \Upsilon \cdots - \Upsilon \Upsilon \Lambda \Lambda \Upsilon \Upsilon , Y \Upsilon$

[77....- 7777...][77....- 7777...]

አጓጓ٣,٧٦

[177..][177..]

17,77.01

17575....

144...

درجة الحرية = ١٢ - ٢ = ١٠

قيمة « ص » الجنولية عند مستوى ٥٠٠ = ٤٧٩ . *

*, من » الجدولية عند مستوى 1.0 = 100

**, oV7

**, V. A

** اتجاهین

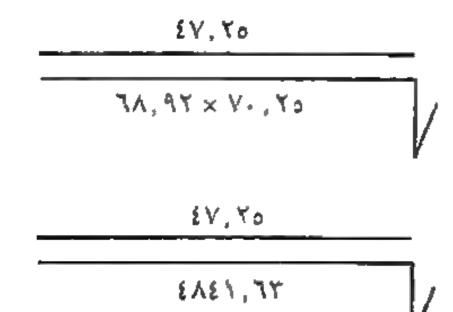
* اتجاه واحد

٢ - إيجاد معامل الارتباط من الإنحراف المعياري :

جىول (٤ - ٢)

	ح س ح ص	ح۲ص	ح ص	ح۲س	ح س	ص	س	٦	
	10,710	17,717	٣,٥٨.	17 7.1	٤,٢٥٠		\	\]
۱	١,٨٨٥	, ۳۳٦	۰۸۰,	1.,078	T, Yo.	٤	۲	۲	
	0,1.0	7,707	Y, 0A.	٥,٠٦٣	Y, Yo-	۲	٣	٣	l
ĺ	۰۲۷,	,٣٣٦	۰۸۰,	1,075	1, 40.	£	٤	٤	l
ľ	- ۱,۲۲۰	717	١,٤٢٠	٦٢٥,١	1,70.	٦	٤	٥	I
ĺ	035,	7,707	۲,۵۸۰	۲۲۰,	۲۵۰,	۲	D	٦	ŀ
ľ	- د۱۰،۱	4,847	۱٫۵۸۰	750.	۷۵۰,	٣	٦	V	l
l	٥١٨,١	۲۵۸, ۵	٧, ٤٢.	750,	۷۵۰,	٧	٦	٨	I
l	۰۷۲۰	۲۷۱,	, ٤٢.	٣,٠٦٣	1, ٧٥٠	٥	٧	٨,	l
ľ	-090.	, ۲۲٦	, ۵۸۰	۷,٥٦٢	Y,Vo.	٤	٨	١.	ı
ł	17,100	19,027	8,84.	٧,٥٦٣	Y, Vo-	٩	٨	11	
L	۱۲,۸۲٥	11,797	٣,٤٢٠	77.,31	٣,٧٥.	λ,	٩	14	
J	محيسحم	مدح ح ص		مد ح ^۲ س		مجـ ص ⊐	مد س =	ن	
	٤٧, Yo	77,44	ł	٧٠,٢٥		00	٦٣,	۱۲	
					į	م ≕ ۸۵,٤	م = ۲۰, ه		

وبالتعويض في المعادلة نجد مايلي:



$$\frac{\delta Y, V_3}{\Lambda \delta, PF} = PVF,$$

2 - إيجاد معامل الارتباط من الدرجات الخام:

س ص	ص۲	۲,,,	ص	μ	P
1	١	\	\	\	\
٨	17	٤	٤	4	۲
٦	٤	٩	۲	۲	٣
17	17	١٦	٤	٤	٤
Y £	77	17	٦	٤	٥
١.	٤	۲٥	۲		٦
١٨	٩	٣٦	٣	٦	v
٤٢	٤٩	٣٦	٧	3	٨
٣٥	۲٥	٤٩	٥	٧	٩
77	17	3.7	٤	٨	۸.
٧٢	۸۱	٦٤	٩	٨	11
٧٧	٦٤	٨١	٨	9	17
س ص	مد ص۲	مد س۲	محاص	مد س	
444	771	٤٠١	٥٥	75	

بالتعويض في المعادلة شجد ما يلى:

$$YI \times IYY - (YI) (00)$$

7570 - E. TY

[T. 70 - TAOY] [T979 - EXIT]

AYY x AET

74771

, TV9 = 07V

درجة الحرية = ١٢ - ٢ = ١٠

وبالرجوع إلى قيمة « ث » المحسوبة نجد أنها أكبر من قيمة « ث » الجدولية عند مستوى ٥٠٠, ، ١٠٠, بالنسبة للاتجاه الواحد و ٥٠٠, بالنسبة للاتجاهين ، ويعنى ذلك أن هناك علاقة بين المتغير س ، ص وهذه العلاقة موجبة .

ب حـ معامل ارتباط إيرس

$$\frac{ac w ac w}{\dot{v}} - \frac{ac w}{\dot{v}} - \frac{ac}{\dot{v}}$$

وتستخدم الخطوات السابقة نفسها في إيجاد مجموع كل من القيم س، ص، س٢ ، ص٢ ، س ص ، ثم تطبيق المعادلة :

ملحوظة : جميع صور المعادلات ١ ، ٢ ، تعطى النتائج نفسها .

ه - إيجاد معامل الإرتباط من البيانات المبوية (التوزيعات التكرارية):

يمكن حساب معامل الإرتباط من الجداول التكرارية المزدوجة ، حيث تعتمد هذه الطريقة على تجميع اقتران درجات الاختبار الأول (س) ، بدرجات الاختبار الثانى (ص) حتى يمكن تجميع الدرجات المتقارنة ، وذلك استهولة العمليات الحسابية.

وبمفهوم آخر يمكن للقيم المتقابلة لمتغيرين تعريفها في جدول مزدوج بحيث تمثل كل علامة من العلامات ، التي توضع في هذا الجدول فرداً له قيمتان: قيمة بالنسبة للمتغير (س) وقيمة أخرى بالنسبة للمتغير (ص) . وبذلك يمكن تحديد تكرار كل خلية من خلايا الجدول المزدوج ،

وبعد إعداد الجدول المزدوج للتوزيع التكرارى يمكن تطبيق المعادلة لإيجاد معامل الارتباط حسابياً .

مثال :

أوجد معامل الارتباط بين س ، ص من خلال جدول التوزيع التكرارى ، المزدوج من خلال البيانات التالية :

جنول توزیع تکراری مزنوج لتغیرین س ، ص

المجموع	٦٠ - ٥٠	- ٤.	- ٣.	- Y.	- 1.	ف ص ف ص
۲.	١.	٥	٣	۲	_	- ۲.
١٤	-	٧	٧	-	_	-0.
٨	_	٥	-	-	٣	-A•
11	٧	·	٤	_	-	-11.
١.	_	_ :	o	_ [٥	-18.
1٧	-		٧	١٣	۲	-17.
١.	-	-	-	۲	٨	-۲
١.	۲	٨	-		-	**·-**·
١	19	۲۵	۲۱	17	٦٨	المجموع

الحل :

- $Y = \{x \in \mathbb{Z} \mid x \in \mathbb{Z} \}$ المنامشي لكل من فئات $(x \in \mathbb{Z})$ ، وفئات $(x \in \mathbb{Z})$ كما هو موضح بالجنولين $(x \in \mathbb{Z})$ ، $(x \in \mathbb{Z})$.
- ٢ إيجاد حاصل ضرب س ص ك نقوم بالعمليات الموضحة بالجدول
 (٧-٤).
 - ٣ تطبيق المعادلة .

جدول (۷ - ۲) التوزيع الهامشي لفئات (س)

ط ^ا رّ	حَ ك	έ	ح	<u></u>	ك	ف س
٧٢	77 –	۲ –	۲. –	10	١٨	-1,
17	۱۷-	۱ –	١. –	۲٥	.\\	۲.
مىفر	صفر	صفر	صفر	To	۲۱	-7.
Y0	Yo +	۱+	۱. +	ه٤	To	-8.
77	۴۸+	۲ + ۰	Y++	٥٥	19	٠٠ - ٠٢
14.	1.+ 07-				۸	المجموع

جنول (۸ - ۲) التوزيع الهامشي لفئات (ص)

ځ۲ ك	حَ ك	خ	τ	س	ك	ف ص
١٨٠	٦	٣-	۹۰ –	40	۲.	-Y.
07	۲۸ –	۲ –	7	٦٥	١٤	-0.
٨	۸ –	١ – ١	۳۰ –	90	٨ ٠	۸.
صفر	مىقر	صفر	صفر	140	11	-11.
١.	1.+	۱+	۴۰+	100	١.	-12.
٦٨	4 37	۲+	٦٠ +	۱۸۵	17	-17.
٩.	۲۰+	۲+	9. +	410	١.	-Y
17.	٤٠+	٤ +	17. +	450	١.	Y7YY.
٥٧٢	+ 311				١	المجموع

جىول (٩ - ٢)

المجموع	۲+	۱ +	صفر	١ –	۲ –	س ص
	١.	٥	٣	۲	-	۳ –
79 -	٦	10-	صفر	٦	_	· ·
	-	٧	٧		-	۲ –
18 -		18 -	صفر	-	_	
	-	0	-	1	۲	١ –
\ +	-	0 -	_	-	٦	
	٧	-	مىقر	-	1	صفر
صقر	صفر	_	0		_	5
	-	-	٤	_	٥	\+
١٠-		-	صفر	1	١	
	-	-	۲	17"+	۲	۲+
۳٤ –	_	_	صفر	- 77	A –	
		_	-	۲	۸–	٣+
- ٤٥	_	-	_	– ۲	£A —	
	۲	٨	-	-		+ 3
٤٨+	17	٣٢	-	-	_	
144 -	£ £ —	۲	مىقر	- 17	٦	المجموع

ولإيجاد قيمة الارتباط، يمكن تبسيط صورة المسادلة :

معامل الارتباط =

$$\begin{bmatrix} x_{1}(1) + y_{2}(1) \\ y_{3}(1) + y_{4}(1) \end{bmatrix}$$

$$-3, 73$$

$$-3, 73$$

$$-3, 73$$

$$-3, 73$$

$$-3, 73$$

$$-3, 73$$

$$-3, 73$$

ويعد هذا الإرتباط ارتباطاً عكسياً يكاد يكون كاملاً ؛ أي أنه كلما زاد المتغير (س) قل المتغير (ص) .

الفصلالثالث

الارتباطبين متغيرين ترتيبين

معامل ارتباط سبیرمان معامل ارتباط جاما معامل ارتباط کندال

•		
		,
		-

معامل ارتباط الرتب: Spearman-Correlation Coefficient

فى بعض الأبحاث والدراسات لايمكن تحديد قيم المتغير أثناء تغيره ، بل يكون من السهل أن يعبر عن مراحل تغيره برتب نسبية ، وبذلك يمكن تحديد القيم بترتبيها الأول ثم الثانى وهكذا إلى أخر متغير.

مثال :

إراد باحث فى أحد الأبحاث إيجاد معامل الارتباط بين صفتين من صفات اللياقة البدنية أو النفسية ، وشمل هذا البحث تقدير سبعة أو تسعة أشخاص مثلاً بالنسبة لهاتين الصفتين من تشابه أو اختلاف تقدير مدى الارتباط بين هاتين الصفتين.

ويؤثر ترتيب القيم على قيمة معامل الارتباط ، وسوف نعرض بعض الأمثلة على ذلك ،

المثال الأول: أوجد معامل الارتباط للجدول (١- ٣).

جدول (۱ - ۲)

ف*	ف	ترتیب ص	ترتیب س	ص	س
٤٩	Υ	١	٨	۲.	77
۲٥	۵	۲	٧	1.4	۲0
٩	٣	٣	٦	17	٤٧
١	١	٤	٥	١٤	٤٨
١	1-	٥	٤	١٣	٥٠
٩	٣-	٦	٣	١.,١	٥٣
۲٥	٥ –	٧	۲	٩	٥٦
٤٩	٧ –	٨	١ ١	٥	٦.
۸۲۸					

١ - ترتيب كل من قيم (س) ، قيم (ص).

٢ - إيجاد الفرق بين قيم س ، وقيم ص.

٣ - تربيع الفرق.

٤ - جمع تربيع الفرق.

ه - تطبيق المعادلة بالصورة.

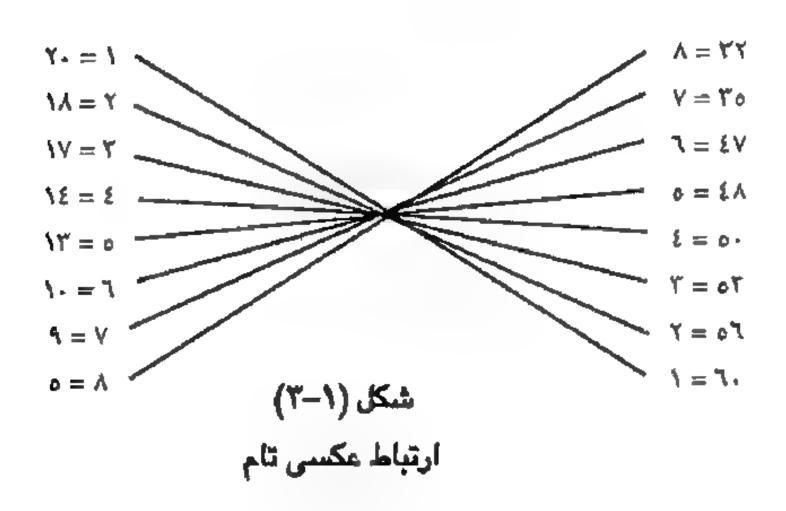
صورة المعادلة
$$= 1 - \frac{\gamma_{act b} \gamma}{\dot{c} (\dot{c} \gamma - 1)} = 1$$
 معامل الارتباط (الرتب)

as a substitute
$$a = 1 - \frac{1}{1 - \frac{1}$$

وهذا ارتباط عكسي تام .

ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

س الترتيب ص



المثال الثانى : المثال الثانى : المجدول (٢-٢) المجدول (٢-٣) جدول (٢ - ٣)

ف ^۲	ف	ترتیب ص	ترتیب س	ص	یس
صفر	صفر	١	1	٧.	170
صفر	صفر	۲	۲	79	۱۷۳
صفر	مىقر	٣	٣	٦٨	170
مىقر	منقر	ક	٤	٦٥	178
صفر	مىقر	٥	٥	٦.	17.
17.4	,				

ن معامل الارتباط =
$$I - \frac{V \times \text{صفر}}{o(o^{Y} - I)} = I - \frac{\text{صفر}}{o \times 3Y} = I - \frac{\text{صفر}}{o \times 3Y}$$

. 1 +=

وهذا ارتباط طردى تأم،

ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

المثال الثاني :

اوجد معامل الارتباط للجدول (٣-٣)

ف۲	ف	ترتیب ص	ص	ترتیب س	m
\	\	٤	۲.	۳.	414
\	١	٣	71	٤	711
صفر	صفر	٧	١.	٧	۲۰٤
Ĭ	١	۲	48	١	440
\	1	١	40	۲	377
١	١	٥	17	٦	۲۰۸
\	\ _	٦.	14	٥	7.9
٦					

ن معامل الارتباط =
$$1 - \frac{7 \times 7}{V(V^Y - I)} = 1 - \frac{77}{V \times \Lambda3} = 1 - \frac{77}{V \times \Lambda3}$$

وهذا ارتباط طردى غير تام، ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

ص	الترتيب	الثرتيب	w
۲.	£	- Y	719
۲١	٣	- £	117
١.	v ————————————————————————————————————	- V	3.7
Y٤	Y	- \	440
Yo		- Y	377
17	. 0	- ٦	۲-۸
17	4-	- 0	4.7

المثال الثانى: أوجد معامل الارتباط للجدول (٤-٣) جدول (٤ - ٣)

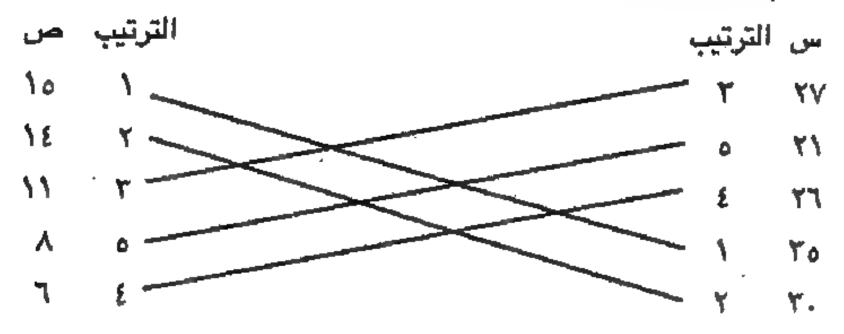
ف۲	ف	ترتیب ص	ص	ترتیب س	س
٤	۲	١ .	١٥	٣	۲۷
٩	٣	۲	١٤	٥	۲۱
١ ١	١	۲	11	٤	77
٩	٣	٤	٨	١	40
٩	٣	٥	٦	. 4	٣.
**	,				

$$\frac{197}{17.} - 1 = \frac{197}{12.} - 1 = \frac{197}{12.} - 1 = \frac{197}{12.} - 1 = \frac{197}{12.} = 1 - \frac{197}{12.} = 1 - \frac{197}{12.}$$

$$I - I$$
, $I = -I$,

وهذا ارتباط عكسى تأم ،

ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:



وفى بعض الأحيان قد يجد بالبحث حالات كثيرة يمكن أن تتكرر فيها الرتب في المتغير الواحد ، وبذلك قد تشترك قيمتان أو أكثر في رتبة واحدة ، وفي هذه الحالة يعطى لهم ترتيب متوسط بينهم .

مثال :

\ - إذا أخذ ثلاثة طلاب تقدير ممتاز في إحدى المواد الدراسية ، فإن من الطبيعي أن يكون الأول والأول مكرر والأول مكرر ولكن الثلاثة طلاب احتلوا المركز الأول والمركز الثالث ، وفي هذه الحالة يتم جمع قيم المراكز الثلاثة ثم يقسم على ثلاثة والناتج يعطى لكل ترتيب هكذا .

تأخذ الرتبة الأولى ٢ والرتبة الثانية ٢ والرتبة الثالثة ٢

٢ – إذا أخذ خمسة طلاب تقدير جيد جداً في إحدى المواد الدراسية فإن من الطبيعي أن يكون الرابع مكرر وهكذا ، ولكن الخمسة طلاب أحتلوا المراكز من الرابع حتى المركز الثامن ، وفي هذه الحالة يتم جمع قيم المراكز من ٤ حتى ٨، ويقسم على خمسة ويعطى كل ترتيب القيمة نفسها هكذا .

ثم القيمة التالية لذلك تأخذ الترتيب التاسع .

مثال ذلك : أوجد معامل ارتباط الرتب لتقديرات عشرة طلاب في مادتين مختلفتين من خلال البيانات التالية :

مادة الإحصاء: ممتاز - مقبول - جيد - ممتاز - ضعيف - جيد جداً --جيد - جيد - جيد - جيد

مادة الكيمياء: مقبول – مقبول – ممتاز – ممتاز – ممتاز – ضعيف – ضعيف – جيد جداً – جيد – جيد جداً،

الحسل:

١ ترتيب قيم س (مادة الإحصاء) ، ترتيب قيم ص (مادة الكيمياء) ثم الفروق بين ترتيب س ، ترتيب ص ، ثم مربع الفروق ،

۲ - جمع مربع الفروق ثم تطبيق المعادلة :
 حدول (٥-٣)

ف٢	و	ترتیب ص	ترتیب س	مں	س
7"7	٦	٧,٥	١,٥	مقبول	ممتاز
Y, Y0	١,٥	٧,٥	٩	مقيول	مقبول
17	٤	٠ ٢	٦	ممتاز	جيه
, Yo	•, •-	۲	١,٥	ممتاز	ممتاز
3.5	λ.	۲	١.	ممتاز	ضعيف
£4,40	٦,٥-	٩,٥	٣	ضعيف	جيد جداً
14,40	٣,٥-	٩,٥	٦	خىمىف	جيد
۲,۲٥	1,0	٤,٥	٦	جيد جداً	جيد
صقر	مسفر	٦ -	٦	جيد	عيد
Y, 40	١,٥	٤,٥	٦	أعيد جدأ	جيد
1VV, o					

معامل الارتباط =
$$1 - \frac{1 \cdot 70}{44 \times 1} - 1 = \frac{1 \cdot 70}{(1 - 71)} - 1 = \frac{1 \cdot 70}{44 \times 1}$$

$$= 1 - \Gamma V \cdot , I = \Gamma V \cdot , \cdot$$

وهذا ارتباط عكسى ضعيف.

Gamma - Correlation Coefficient حمامل ارتباط جاما - ۲

يستخدم معامل جاما (١) عند تصنيف ازدواج القيم لمتغيرين كثيراً ، ويكون هذا التصنيف في فئات قليلة العدد ، ويتم ذلك عن طريق صورة المعادلة التالية :

حيث جم = معامل ارتباط جاما

مثال: أراد باحث التعرف على العلاقة بين اللياقة البدنية والتدخين، وذلك من خلال جدول التغريغ التالى:

جئول (٦ ـ ٣)

مدخن	غير مدخن	ليانة بدنية
٤	٤٥	لياقة بدنية
٤٠	٧	لياقة منخفضة

الميل :

استخراج حاصل ضرب لیاقة مرتفعة غیر مدخن مع لیاقة منخفضة مدخن .

کمایلی: ۱۸۰۰ = ۱۸۰۰ وهی تمثل ت

٢ – استخراج حاصل ضرب لياقة مرتفعة مدخن مع لياقة منخفضة غير
 مدخن ،

کما یلی : $3 \times V = TA$ وهی تمثل ف

⁽١) معامل جاما قدمه جودمان وسروسكال عام ١٩٥٤ .

وهو ارتباط طردى قوى ، ويعنى ذلك وجود علاقة قوية بين اللياقة البدنية وعدم التدخين .

ومعامل ارتباط جاما ينحصر ما بين - ١ ، + ١ ويتدرج كما يلى :

من صفر - ١, ارتباط ضعيف جداً.

أكبر من ١, - ٣, ارتباط ضعيف .

أكبر من ٣٠ - ٥٠ ارتباط متوسط.

أكبر من ٥, - ٧, ارتباط ضعيف جداً.

أكبر من ٧, -١ صحيح سواء بالسالب أو الموجب (ارتباط قوى جداً) .

Kendall - Correlation Coefficient معامل إرتباط كندال - ٢

يستخدم معامل ارتباط كندال في الحالات التي تعتمد على التكرارات والفئات المختلفة ، والتي لايمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون معها ، سواء الدرجات الخام أو الفئات .

ويتم ذلك عن طريق المعادلة التالية:

مثال: أراد باحث تعرف العلاقة بين النوع (ذكر / أنثى) ومستوى التعليم (عال / متوسط). وذلك من خلال جدول التفريغ التالى:

جدول (۲ - ۲)						
أنثى	ذکر	التعليم				
۲٥ .	٣-	عال				
٤	٦	متوسط				

الحل:

Y = 1 استخراج حاصل ضرب أنثى تعليم عال مع ذكر تعليم متوسط كما يلى: Y = 100 وهي تمثل Y = 100

٣ - تطبيق المعادلة

كما يلي:

$$\frac{77 - 107}{0, (07)(37)} = \frac{-17}{100}$$

, . . . \ - =

وهو إرتباط سالب ضعيف جداً ، و يعنى ذلك أنه لا توجد علاقة بين النوع (ذكر /أنثى) ، ومستوى التعليم (عال / متوسط) ،

الفصل الرابع

الإرتباط بين متغيرين اسميين معامل ارتباط كرامير معامل ارتباط كرامير معامل ارتباط لامدار معامل ارتباط الرباعي معامل الارتباط الرباعي

يمنى - إنجليزى ... إلى غير ذلك .

أذا يمكن إيجاد الارتباط عن طريق هذا المعامل عن طريق المعادلة التالية :



معامل إرتباط كرامير

الجدول .

ع = عدد الصفوف أو الأعمدة أيهما أقل . مثال :

أوجد معامل الإرتباط بين الجنسين ولون البشرة من خلال البيانات التالية في

جدول (۱ - ٤)

المجموع	هندي	إنجليزى	لبناني	البيان
14.	1.	٠	٦.	أبيض
٩.	٥٠	١.	٣.	أسمر
۲۱.	٦.	٦.	9.	المجموع

الحل:

١ -- إيجاد قيمة جـ بالطريقة التالية :

14.	٧.	, - \	0 -	،۲٥	٦.	, 77
9.	۵-	, £7	1-	٧٠,	۳.	-,11
۲۱.	٦.		٦.		٩.	

 $Y - \frac{1}{2}$ ایجاد قیمه جه من حاصل جمع جه $\frac{1}{2}$ ، جه وهی کالتالی :

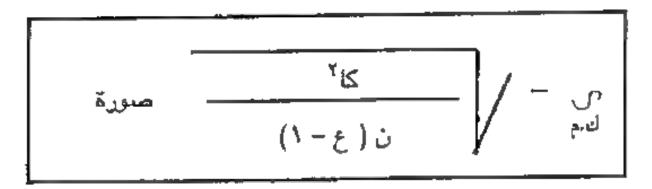
$$1, 7\lambda = .71, +71, +73, = .77, 1$$

٣ - إيجاد قيمة معامل الارتباط باستخدام المعادلة صورة ()

وهي كالتالي:

وهذا الارتباط ارتباط قوى أي أنه توجد علاقة بين الجنسية واون البشرة .

ويمكن إيجاد معامل إرتباط كرامير بدلالة كا (مربع كا) .



= معامل $\frac{1}{2}$ إرتباط كرامير

کا ۲ = معامل مربع کا

ن = عدد التكرارات.

ع = عدد الصفوف أو الأعمدة أيهما أقل.

معامل ارتباط الامدا Lamda - Correlation Coefficient معامل ارتباط الامدا الارتباط بين بعض المتغيرات الاسمية ، ويعتمد على يستخدم هذا المعامل الايجاد الارتباط بين بعض المتغيرات الاسمية ، ويعتمد على جداول تكرارية مزدوجة، وذلك عن طريق المعادلة التالية :

= معامل ٢٠ ارتباط لامدا

ث = تكرار الفئة المنوالية لكل فئة من فئات المتغير المقدر س
 ث ص = تكرار الفئة المنوالية للتوزيع الهامشى للمتغير التابع ص
 مثال :

اراد باحث معرفة العلاقة بين مستوى اللياقة البدنية والعمر الزمنى لعينة
 من الأفراد من خلال البيانات التالية :

(٤	-	17)
٦.			- 1

المجموع	27 - 19	۱۸ - ۱٦	10 - 17	العاقة البدنية
٦٥	٥	۲.	٤٠	ممتاز
148	٩	٩.	70	بتخ
175	18.	٨	10	ضعيف
707	108	117	٨٠	المجموع

الحل .

١ - جمع الصفوف.

٢ - جمع الأعمدة ،

٣ - تطبيق المعادلة ٠٠

٤ - جمع فئة ممتاز مع العمر الزمني ١٣ - ١٥ وهو (٤٠)

+ فئة جيد مع العمر الزمني ١٦ - ١٨ وهو (٩٠)

+ فئة ضعيف مع العمر الزمنى ١٩ - ٢٢ وهو (١٤٠)

∴ المجموع الكلي = ۲۷۰

ه - حساب تكرار الفئة المنوالية للتوزيع الهامشي للمتغير التابع ص
 وهي = ١٦٣

٦ - تطبيق المعادلة على النحو التالي :

$$1.77 - 77$$
 کے ص س = $\frac{1.77}{707 - 77}$ = $\frac{1.77}{707}$ = $\frac{1.77}{707}$

. يوجد ارتباط بين مستوى اللياقة البدنية والعمر الزمنى وهذه العلاقة موجبة

معامل الارتباط الرباعي Tetrachorice Correlation

يستخدم معامل الارتباط الرباعي إذا كان المتغيران المراد معرفة ارتباطهما يعتمدان على التغير الاقتراني القائم بين المقاييس الثنائية ، كما يحدث حين نحاول معرفة ارتباط بند من بنوه اختبار في دور التقنين ببند آخر ، واقتصرت الإجابات

على صبح وخطأ أو الدرجة (١ ، صفر) أو كما يحدث حين نحاول حساب معامل الارتباط بين سمات أو متغيرات لايمكن قياسها بطريقة مباشرة ، ولكن من الممكن نصنيف الأفراد في كل منها تصنيفاً زوجياً .

ويقوم حساب معامل الارتباط الرباعي على الفروض التالية:

- ان الدرجات في مصفوفات هذا الارتباط تتوزع توزيعا اعتدالياً ، سواء كان ذلك فيما يتعلق بالتوزيع الهامشي للتكرار أو داخل خانات المصفوفات .
- ٢ أن العلاقة بين المتغيرين علاقة خطية ، بحيث يمكن أن نتنبأ من أحدهما
 عن الآخر ، وأن الانحدار خطى .

ويعتمد حساب الارتباط الرباعي على الجدول الرباعي للنسب المختلفة للمقاييس الثنائية ، ويمكننا أن نميز احتمالات أربعة ، ويتضم ذلك من المثال التالي: مثال : أراد باحث القيام بدراسة على (١٠٠) فرد لتعرف ما يلي :

١ - هل تشعر بقلق إذا تواجدت وسط جماعة ؟

٢ - هل تكره حضور المباريات ؟

وكانت نتيجة الإجابة عن هذين السؤالين ، كما هو موضيح في الجدول المقسم إلى أربع فئات : فئتان لإجابة كل سؤال :

` جبول (٤ - ٤) إجابات الأسئلة على المقياس

النسبة	المجموع	k	تعم	(1) (٢)
%T0	40	۱٥ (ب)	۲٠ (١)	نعم
% %	٦٥	(2) T.	(ب)	K
	١	٤٥	00	المجموع
		7.20	%00	النسبة

حيث إن :

- (أ) للذين أجابوا عن السؤالين (نعم).
- (ب) للذين أجأبوا عن السؤال الأول (لا) والثاني (نعم).
- (ج) للذين أجابوا عن السؤال الأول (نعم) والثاني (لا) .
 - (د) للذين أجابوا عن السؤالين (لا).
 - (ن) مجموع الحالات،
 - (س ب) معامل الارتباط الرباعي .
- (ص) الارتفاع عند نقطة تقسيم المنحنى الاعتدالي بنسبة ٣٥٪ ، ٦٥٪ .
- (ص) الارتفاع عند نقطة تقسيم المنحنى بنسبة ٥٥٪ ، ٥٤٪ . في المثال الحالي .

والارتباطالرباعي يقوم على أساس حساب أ × د - ب × ج ، فإذا كان هذا المقدار كبير القيمة ، دل على أن الارتباط قوى والعكس بالعكس .

الحل:

١ -- استخدام القانون التالى :

٢ - ترجمة الرمور في الخلايا كالتالى:

$$\Upsilon_{\uparrow} = J$$

^(*) فؤاد اليهي السيد

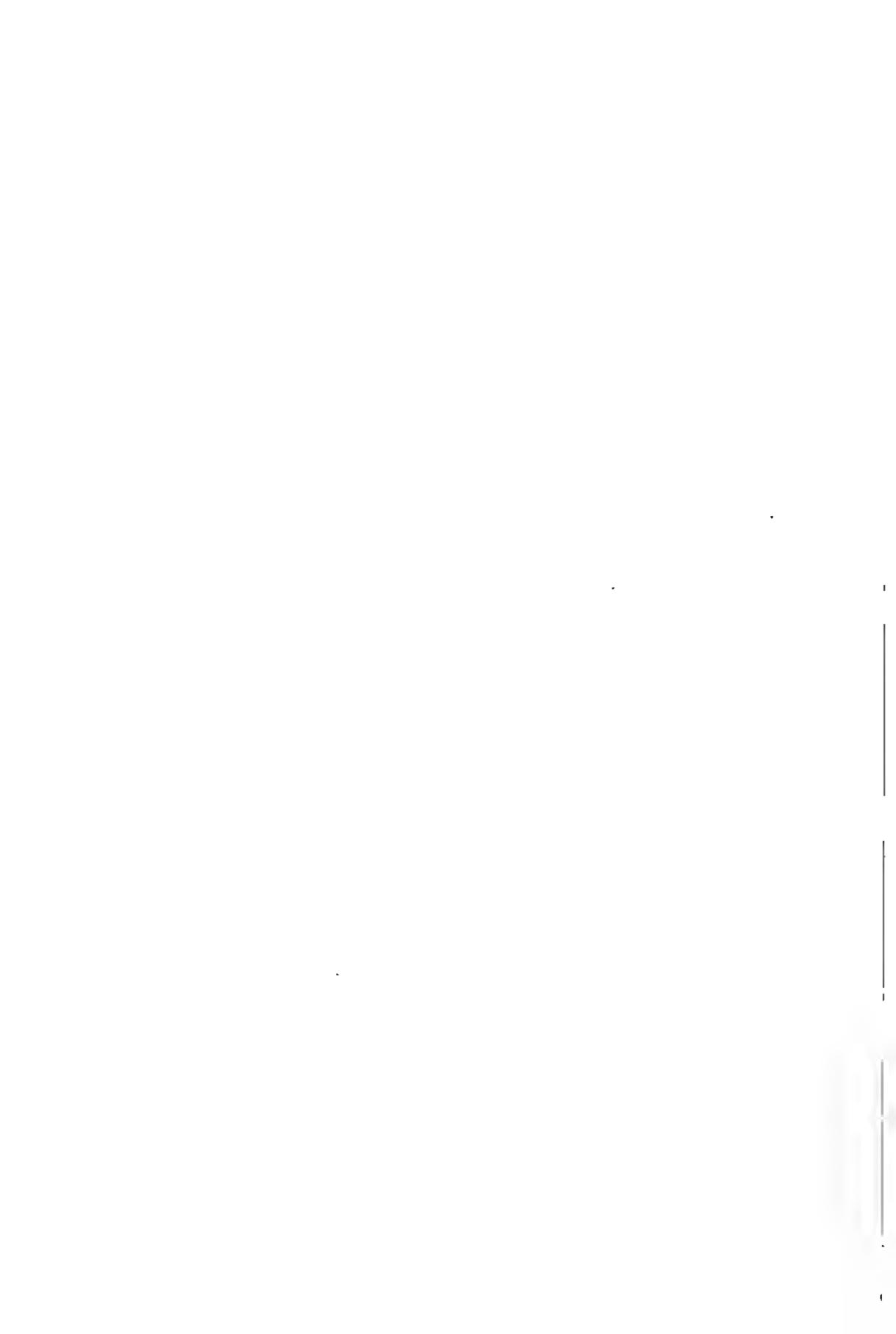
٣ تطبيق المعادلة كالتالى:

ب جتا ہ

= جتا ۴۹, ۲۸

ن يېه٠٠

ويعثى ذلك عدم وجود ارتباط



الفصل الخامس

معامل الارتباط الجزئي معامل الارتباط الثنائي معامل الارتباط المتعدد معامل التوافق معامل التوافق

	•	

الفصل الخامس

Partial Correlati

الارتباط الجزئي

يذكر فؤاد البهى معنى الارتباط الجزئى ت «تقوم فكرة الارتباط الجزئى على تصميم معنى الارتباط حتى يشتمل على حساب التغير الاقترائى لأكثر من ظاهرتين أو اختبارين».

وفى هذا النوع من الارتباط يتم حساب الارتباط بين أى اختبارين ، مع عزل الأختبار الثالث ، وتكرر هذه العملية بالنسبة لأى عدد من الأختبارات يطبق عليها هذا النوع من الاختبارات ،

ويهدف الارتباط الجزئى تثبيت أثر العوامل المختلفة وذلك بعزلها عزلا إحصائياً ليستطيع الباحث أن يتحكم في المتغيرات المختلفة التي يقوم ببحثها، وأن يضبطها ضبطا رياضيا دقيقاً .

مثال :

أوجد معامل الارتباط الجزئى بين المتغيرات أ ، ب ، جا باستخدام معاملات الإرتباط التالية :

معامل الارتباط بين القلق (أ)

مستوى الطموح (-) = 0,

معامل الارتباط بين القلق (أ) ،

معامل الارتباط بين مستوى الطموح (ب)

ومفهوم الذات (ج) = ۲٤,

الحل:

١ - استخدام صورة القانون التالية :

$$\frac{\nabla i \psi - \nabla i \varphi \times \nabla \psi \varphi}{[1 - (c + i \varphi)^{2}][1 - (c + i \varphi)^{2}]}$$

$$\frac{\nabla i \varphi - \nabla i \psi \times \nabla \psi \varphi}{[1 - (c + i \varphi)^{2}][1 - (c + i \varphi)^{2}]}$$

$$\frac{\nabla i \varphi - \nabla i \psi \times \nabla i \varphi}{[1 - (c + i \varphi)^{2}][1 - (c + i \varphi)^{2}]}$$

$$\frac{\nabla i \varphi - \nabla i \psi \times \nabla i \varphi}{[1 - (c + i \varphi)^{2}][1 - (c + i \varphi)^{2}]}$$

۲ می بین ا ب = ۸۰, می بین ا ج = ۲۲, می بین ب ج = ۲۲,

٣ - تطبيق صورة للعادلة

Bi - Serial Correlation

معامل الإرتباط الثنائي

يذكر فؤاد البهي أن هذا النوع من الارتباط يهدف قياس التغير الاقتراني القائم بين المقاييس المتنابعة والمقاييس الثنائية . ومن أمثلة ذلك ارتباط درجات أي أختبار بإجابات سؤال ما من أسئلة هذا الاختبار .

ويذكر السيد خيرى استخدام هذا النوع من الترابط ، والتي يتعذر فيها تصنيف أحد المتغيرين إلى فئات عدية محددة المدى ، بينما يتيسر ذلك للباحث فيما يتعلق بالمتغير الآخر، والحالات التي يستخدم فيها الترابط الثنائي هي التي يصنف فيها أحد المتغيرين في مجموعتين ،

ويخضع استخدام معامل الارتباط الثنائي لأنه ينبغي أن يكون مؤسساً علي فرضيين أساسيين :

ان یکون کل من المتغیرین متصالا ، ولکن أحدهما قد صنف لسبب ما إلى
 مجموعتین فقط ،

Population ان كلا منهما مسورع في المجموعة الأصلية Population توزيعاً العتدالياً.

مثال إيجاد معامل الارتباط الثنائي من البيانات التالية :

في أحد الابحاث أراد باحث أن يوجد العلاقة بين نمط الجسم للفرد ،

ودرجاته في اختبار السرعة ، وكانت البيانات كما في الجدول (١-٥):

ملحوظة أن نمط الجسم يمكن تمثيله بالشكل التالي:

جدول (١-٥) العلاقة بين نمط الجسم والسرعة

المجموع	۸۰۷۰	- 7.	- 0+	- ٤٠	- T.	- Y.	- 1.	السرعة نعط الجسم
99	٣.	14	۲.	10	1.	Y	٥	سمين
۸٩	٦	0	١.	١٤	17	71	۱۷	نحيف
١٨٨	77	17	٣.	49	41	۲۸	44	المجموع

الحل:

استخراج متوسط المجموعتين مجموعة النمط السمين ومجموعة النمط النحيف ويتمثل في «م أ ، م ب » ،

٢ - استخراج الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية أي «ع»، وذلك عن طريق الجدول (٢ - ٥):

جدول (٢ - ٥)

ك حَ	ć	ك	ك حَ	خ	ك .	ڡٛ
01-	٣-	١٧	- 10	۳-	0	- 1.
£Y —	۲-	. 41	11 -	۲ –	٧	Y ·
- 171	1 -	17	١. –	1 -	1.	-٣٠
صفر	صفر	18	مىقر	منقر	١٥	- 1.
1.	١	1.	٧.	1	۲.	٥٠
١.	۲.	۵	37	۲	١٢	- T -
١٨	٣	٦	٩.	۲	۲.	۸. – ۷.
۲.۹ –		A9	17°E 79 -		44	المجموع
Y1 -			90			

$$79.90 = \frac{1 \cdot \times 90}{1 \cdot 1} - 10 = 0$$

$$\xi \Lambda, V \Lambda = \frac{1 \cdot \times V 1 - 1}{1 \Lambda \Lambda} - \xi \sigma = \Gamma$$

حيث إن: ٤٥ وهي مركز الفئة ٩٥ محدك حَ ١٠ طول الفئة ١٨٨ المجموع ٢١٠ مجدك حُ

جدول (۳ – ه)	(٥	_	٣)	ل	جدو
----------------	---	---	---	---	---	---	-----

ك ح ^۲	ك ح	۲- ۱۲	ك	فئات السرعة
197	77 -	٣ –	44	\.
1/14	- 70	Υ –	47	- T.
77	/*Y	1 -	77	- r.
منقر	مىقر	منقر	79	- 1.
۳.	۲.	١	٣.	- a ·
7.4	78	۲	۱۷	- T.
TYE	1.8	٣	77	۸۰ – ۲۰
V'Ao	18X - 174		144	المجموع
	78			

$$\frac{1}{\sqrt{\frac{2a}{\lambda \lambda l}}} - \frac{\sqrt{a}}{\sqrt{\frac{2a}{\lambda \lambda l}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

$$\frac{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} = \sqrt{1 + \frac{1}{2}}$$

اوجد نسبة عدد أفراد المجموعتين إلى أفراد المجموعة الكلية (المجموعتين معاً) ولنرمر لهما بالرمزين أ ، ب

فقی المثال السابق
$$\mathbf{i} = \frac{99}{100} = 30$$
 , $\delta Y = \frac{99}{100} = 49$, $\delta Y = \frac{100}{100} = 49$,

إيجاد ارتفاع المنحنى الاعتدائى عن نقطة انفصال المجموعتين ، وذلك من جدول المنحنى الاعتدائى ونبحث في المثال السابق عن الارتفاع عندما تكون

المساحة ٥٣ والمساحة الصغرى ٤٧ وهو يساوى ٤٠ ويرمز لهذا الارتفاع الذى تحصل عليه بالرمز «ص» -

وبالتعويض في القانون:

معامل الارتباط الثنائى =
$$\frac{a^{\dagger} - a \cdot v}{3} \times \frac{a^{\dagger} \times v}{3}$$

$$= \frac{0.9, 9.7 - XV, V3}{9.91} \times \frac{70, \times V3,}{-3,}$$

$$= \frac{0.9, 9.7}{9.91} \times \frac{0.9}{0.3},$$

Multiple Correlation

معامل الارتباط المتعدد

يذكر فؤاد إبو حطب وأمال صادق أن معامل الارتباط المتعدد يحدد العلاقة بين متغير واحد (وهو المتغير التابع أو المحك) Dependent Variable ، ومتغيرين أو أكثر المتغير التابع أو أكثر المتغير التابع .

ويمكن استخدام هذه الصورة من المعادلة التالية لاستخراج معامل الارتباط المتعدد :

حيث ٣٢٠١٠ = معامل الارتباط المتعدد بين س، وس، وس، معا

حيث ٦٠١٠ = معامل الارتباط البسيط بين س، وس، ـ

حيث ٣٠١٠ = معامل الارتباط البسيط بين سي وسي .

حيث ٣٠٢٠٠ = معامل الارتباط البسيط بين سي وسي ،

مثال :ا

ارجد معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات التالية :

1.7.7.3.0

الحل:

١ - إيجاد معاملات الارتباط البسيط بين كل متغير وأخر ويتم ذلك كما يلى :

أ - معامل الارتباط بين ١، ٢

ب – معامل الارتباط بين ٢،١

ج - معامل الارتباط بين ١، ٤

د - معامل الارتباط بين ١،٥

هـ - معامل الارتباط بين ٢ ، ٣

و - معامل الارتباط بين ٢، ٤

ز - معامل الارتباط بين ٢، ٥

ثم لتسهيل ذلك يمكن وضعها في مصفوفة ، كما في الجدول (١٤ - ٣).

جدول (٤ – ه)
مصفوفة الإرتباط بين المتغيرات

س ہ	س ٤	س ۳	س ۲	یس ۱	المتغيرات
, 28	۲۳,	, 00	,۳۷	_	س ۱
, o V	, ٤٣	,۳۳	1	٠,٣٧	س ۲
۲٥,	, ۲٥	_	٠, ٣٣	, 00	س ۴
۵۲,		۲۵,	, ٤٣	,۳۲	س ٤
_	ه٦,	٥٢,	۰,۰۷	, ٤٣	س ہ

٢ - تطبق المعادلة كما في الصورة المبيئة وهي كالتالى:

$$\frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = -7,77$$

$$= \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}}{(-7,7)^{7} \cdot (-7,7)^{7}} = \frac{(-7,7)^{7} \cdot$$

وبالحمنول على الجذر التربيعي للمقدار السابق ، يكون معامل الارتباط المتعدد مساوياً للقيمة = ٠٨٠، وهي قيمة دالة إحصائياً.

ممامل التوافق

يستخدم معامل التوافق في حالة الجداول التي يزيد عدد خاناتها عن أربع خانات لدراسة صفات المتغيرين قيد الدراسة ، التي تنقسم إلى أكثر من نوعين .

هذا ويمكن فهم معامل التوافق من خلال الجدول التألى ، الذي يبين توزيع الدن على الله البدنية المهارات الأساسية .

جىول (٢ - ٥)

المجموع	متوسط	ضعيف	المهارات الأساسية اللياقة البدنية
710	٦٥	Yo- '	ضعيف
۳۳٥	۲٥٠	٨٥	متوسط
Yo.	490	٥٥	جيد
١	71.	٣٩.	المجموع

الحل:

- ١ -- إيجاد مربع تكرار كل خانة بالجدول ،
- ٢ نقسم الناتج على حاصل ضرب مجموع تكرارات العمود الذي به الخانة
 في مجموع تكرارات الصف الذي بهالخانة نفسها أيضاً
 - ٣ نجمع خوارج القسمة ونفرض أن مجموعها يساوى ج.،
 - ٤ نستخرج معامل التوافق من المعادلة :

$$= \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} = \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} = \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} = \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} = \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} = \frac{(\circ\circ)^{\gamma}}{1!} + \frac{(\circ\circ)^{$$

ن معامل التوافق =
$$\sqrt{\frac{.7, 13-7}{.7,173}}$$
 = $\sqrt{\frac{.7,173-7}{.7,173}}$

ه - يدل ذلك على أن هناك علاقة طردية قوية بين اللياقة البدئية والمهارات
 الأساسية .

معامل الاقتران للارتباط بين الصفات

هناك بعض الحالات التي يكون فيها استخدام معامل الارتباط متعدداً ، وذلك لأن المتغيرين قيد البحث ليس لهما قيمة عددية ، ولكنهما مجرد صفات وفي هذه الأحوال نتفادى استخدام معامل الارتباط سبيرمان أو بيرسون ، ولذا يمكن أن نلجاً إلى ما يسمى بمعامل الاقتران ، فإذا أمكن وضع بيانات المتغيرين بطريقة رباعية في جدول مزدوج ذات أربع خانات، فإن هذا يكون في مبررات استخدام معامل الاقتران .

أما إذا كانت صفات المتغيرين قيد الدراسة تنقسم إلى أكثر من نوعين ، ونحتاج إلى جدول تزيد خاناته عن أربع ، فإن المعامل الذي يستعمل في هذه الحالة يسمى بمعامل التوافق ،

مثال :

أوجد العلاقة بين اللياقة البدنية وعدم الإصابة بالقلب من خلال البيانات التالية :

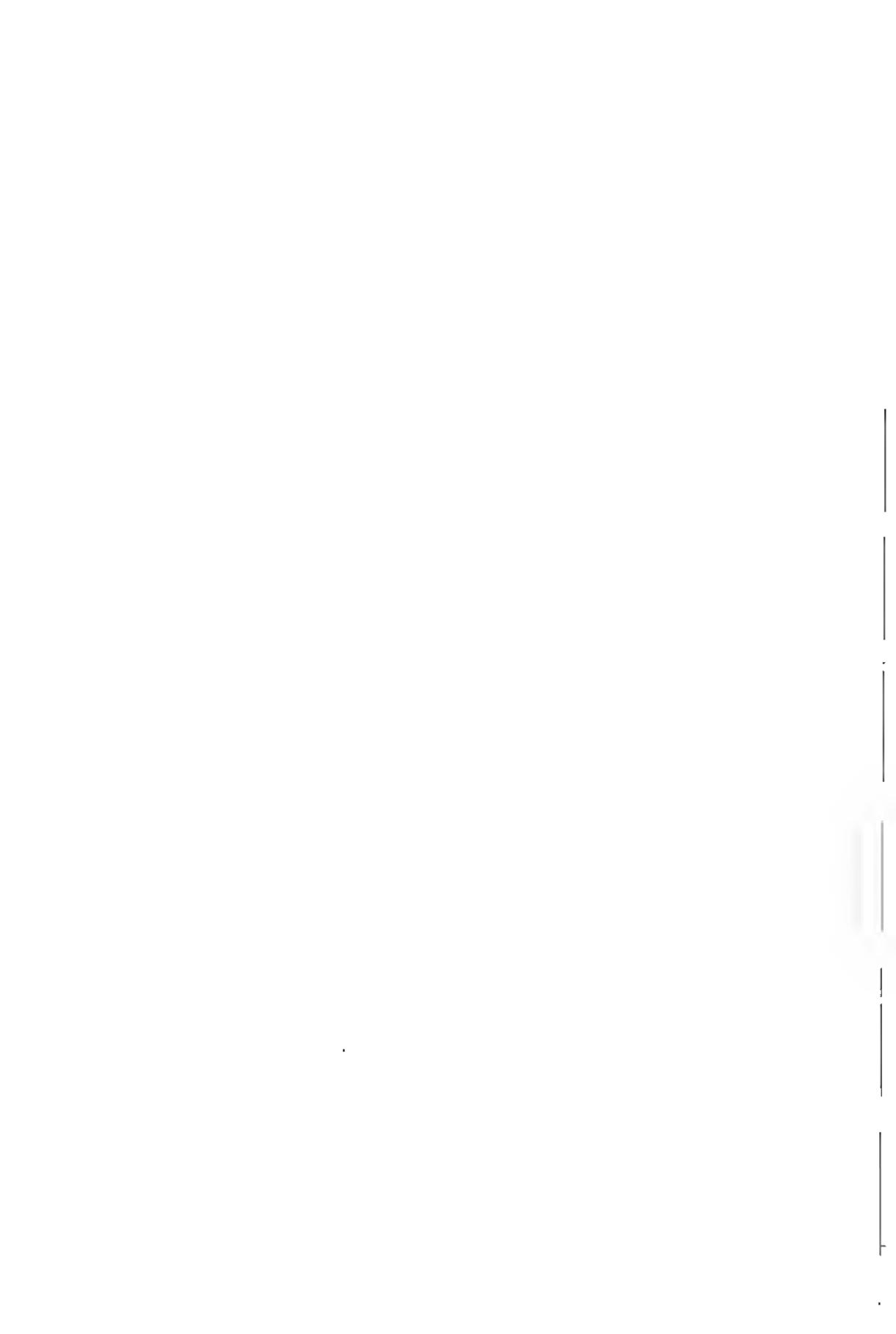
لياقة بدنية منخفضة	لياقة بدنية مرتفعة	السترى القحص الطبي
(ب ۲۰۰	(i)٤٠٠	غير مصناب
(7) 4	۲) (۶) ۱۰۰	مصاب

الحل:

۲ -حمیث (أ، ب، ج، د) تمثل قیم الأربع خانات فی الجدول المزدوج
 السابق،

$$1... \times 7... - 7... \times 5...$$

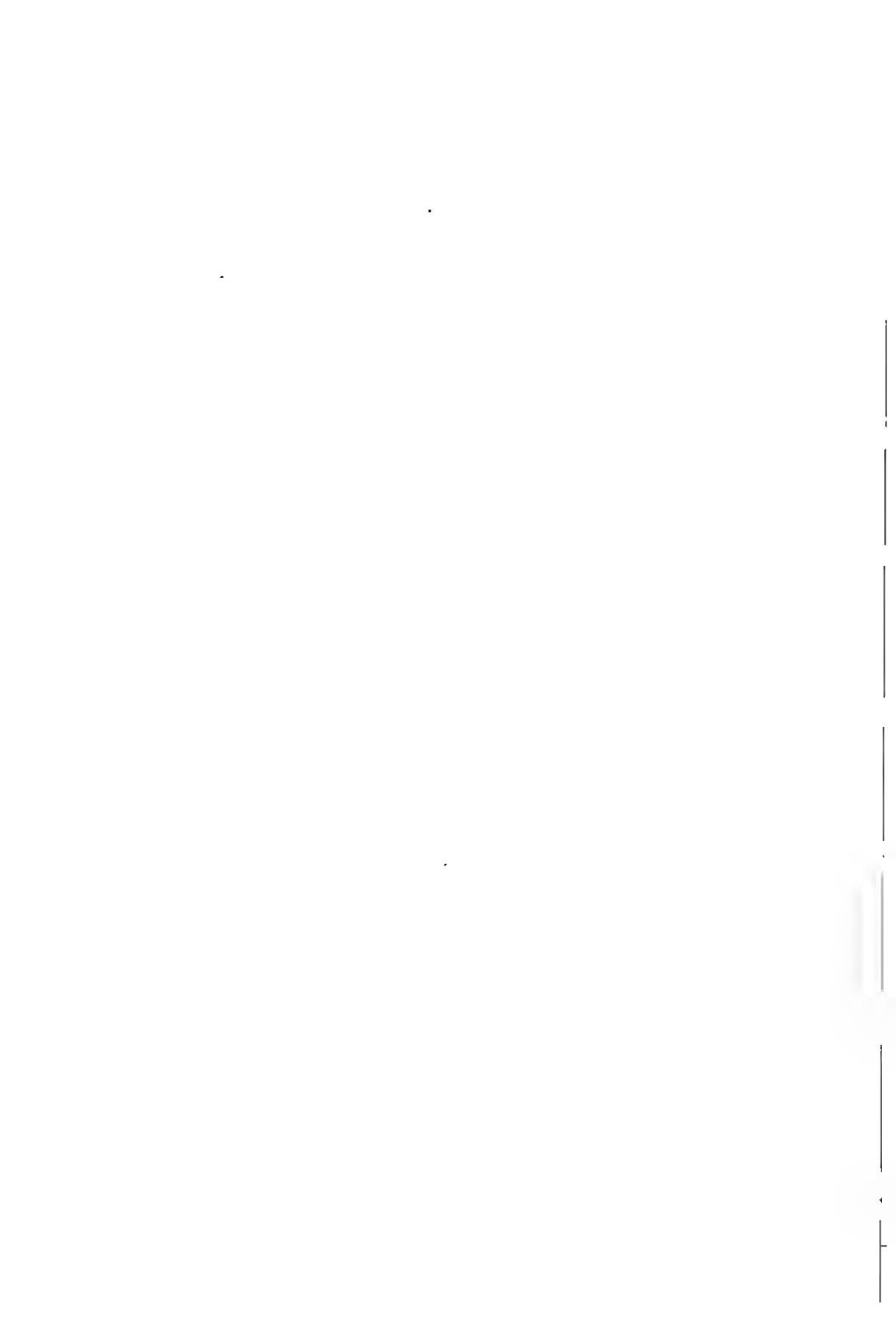
$$-7... معامل الاقتران = -3... \times 7... \times 7$$



الفصل السادس

الانحدار

التحليل المنطقى للانحدار



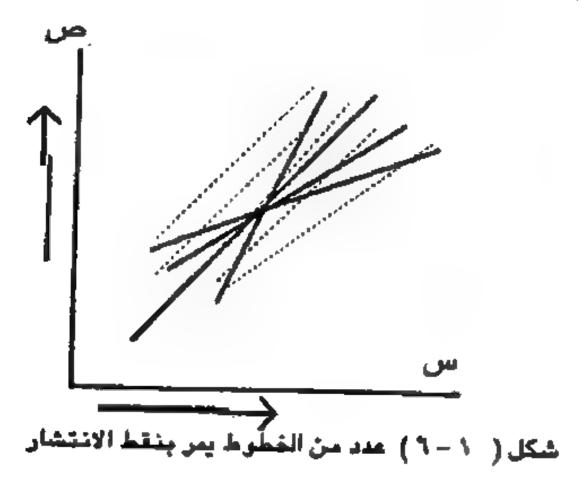
المصل السادس

Regression

الاتحدان

إن المستقيم الذي يربط بين المتوسطات الحسابية لقيم أحد المتغيرين المقابلة لقيم المتغيرالأخرى ، يطلق عليه خط الانحدار ،

ويذكر يحيى هندام ، ومحمد الشبراوى على أننا قد نحتاج إلى تقدير قيم أحد المتغيرين أو التنبؤ بها إذا عرفت قيم المتغير الآخر ، وكانت بين هذين المتغيرين علاقة ظاهرة . وتوزيع النقط على الرسم البياني هو الذي نسميه بشكل انتشار النقط Scatter Diagram ، وهذا الشكل بين لنا نوع الإرتباط ومدى قوته . والخط الذي تتناثر حوله النقط على الرسم هو ما نسميه بخط الانتشار ، وهذا الخط الذي نرسمه يمر بأكبر عدد من النقط ليصور العلاقة بين متغيرين قد يختلف من شخص إلى أخر ؛ فينتج عندنا عدد كبير من الخطوط كما هو مبين في شكل (١-١)



وتحليل الانحدار يعد أسلوباً للتنبؤ بقيم متغير أو أكثر من المتغيرات التابعة "dependent variables" باستخدام قيم مجموعة من المتغيرات المستقلة

"independent variables" كما أنه يمكن استخدامه لتقييم أثر المتغيرات المستقلة على المتغيرات التابعة .

وكلمة انحدار "regression" لاتعكس أهمية هذا الأسلوب الإحصائي أو مدى إتساع وإنتشار تطبيقاته . ولقد أخذ هذا الاسم من عنوان أو بحث قدمه ف . جالتون "F. Galton"

وحيث إن الانحدار يهدف الإفادة من الازتباط فى التنبؤ ، لذا نجد أهمية فى الإفادة من أختبارات معينة تهدف التنبؤ بمستويات الأفراد فى نواحى النشاط الجديدة ، التى لم يمارسوها من قبل .

ويذكر فؤاد البهى فى هذا الصدد ، أننا ندرك معنى الانحدار وأهميته فى التنبؤ بدرجات الاختبار الثانى ص من درجات الاختبار الأول س ، ويسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار ص على س ، ويستطيع أيضا أن نتنبأ بدرجات الاختبار الأول س من درجات الاختبار الثانى ص ، ويسمى هذا النوع س على ص ،

مثال : استنتج «ص من س » من خلال البيانات التالية :

س: ٤ ، ٥ ، ٩ ، ٢٠ ، ٢٢ .

. 17. 18. A. 9. V: La

الحل : ١ - عمل الجدول التالي (١ -٦) :

س ص	ص	ص	س۲	ښ	ĥ
۲۸	٤٩	Υ	17	٤	1
د ٤	٨١	٩	۲٥	۰	۲
٧٢	٦٤	٨	۸۱	٩	٣
٧٨٠	۱۹٦	١٤	٤٠.	۲.	٤
377	128	14	\$.\\$	44	٥
مختس میں	مد من	محد عن = ٥٠	مد س۲	مدس = ٦٠	ن = ه
ገ ለዓ	370	م ص = ۱۰	71	م س = ۱۲	
		ع ص = ۲,٦١		ع س = ₹ه , ۷	

حيث: س = قيمة (درجة)
مح س = مجموع قيم س
م س = متوسط قيم س
ع س = الإنحراف المعياري لقيم س
س القيمة (درجة)
ص = قيمة (درجة)
مح ص = مجموع قيم ص

م ص = متوسط قيم ص

ع ص = الإنحراف المعياري لقيم ص

ص ح = مربع القيمة (درجة)

س ص ≕ قيمة س × قيمة

محاس من = مجموع حاصل ضرب قیم س \times قیم ص $\dot{}$ قیم حد ناحالات $\dot{}$

٢ – استخراج معامل الارتباط عن المعادلة التالية :

$$\frac{\Delta = \Delta = \omega}{\dot{c}} \times \Delta = \Delta \omega$$

$$\frac{\dot{c}}{\dot{c}} = \Delta = \omega \times \Delta = \omega$$

$$\frac{\dot{c}}{\dot{c}} = \Delta = \omega \times \Delta = \omega$$

$$\frac{\dot{c}}{\dot{c}} = \Delta = \omega \times \Delta = \omega$$

$$\frac{\dot{c}}{\dot{c}} = \Delta = \omega \times \Delta = \omega$$

$$\frac{7 \times 7.}{0.} - 7.49 = 0.$$

$$\frac{7}{50} = \frac{7}{50} = \frac{7$$

٣ - إيجاد معادلة إنحدار ص على س طبقا للمعادلة :

$$\Delta \omega = \omega \times \frac{3 \omega}{3 \omega} \times (\omega - a \omega) + a \omega$$

$$\Delta \omega = \lambda \times \frac{777}{70.7} \times (\omega - 71) + \lambda \times \frac{17.7}{70.7} \times (\omega - 71) + \lambda \times = \lambda \times (\omega - 71) + \lambda \times (\omega - 71) +$$

٤ - طريقة التنبؤ بقيمة ص بمعلومية قيمة س :

ه - يمكن إيجاد معادلة انحدار س على ص طبقاً للمعادلة :

$$m = \sqrt{x} \times \frac{3m}{3m} \times (an - a an) + am$$

وهناك معادلة أخرى لإيجاد خط انحدار مس على س:

دمن ، س ۽ القيم الخام

«صُ ، سُ » المتوسطان الحسابيان لكل من قيم ص وقيم ص .

«ب» معامل الانحدار Coefficient of Regression ويمكن إيجاد قيمة هب» من المعادلة التالية

إيجاد معادلة خط إنحدار س على ص :

التحليل المنطقي للانحدار

مقدمة :

يمكن تعريف تحليل الانحدار عموماً على أنه تحليل العلاقات بين المتغيرات وهو يعد أحد الأساليب الإحصائية الأكثر استخداماً ؛ حيث يقدم طريقة بسيطة لإيجاد علاقة دالة بين المتغيرات ، ويتم التعبير عن هذه العلاقة في شكل معادلة مرتبطة بالاستجابة أو بالمتغير التابع «ص» ، ومرتبطة أيضاً بأكثر من متغير مستقل سي ، سي ، وتأخذ معادلة الانحدار الصيغة التالية :

ص ≃ ب_{استر} ، ب ۱ × س + ب × س + + بن × سن

وتسمى كل من بالمن بالم معاملات الانحدار ، ويتم تحديدها من البيانات ، وتسمى معادلة الانحدار التي تحتوى على متغير واحد مستقل بمعادلة الانحدار التي تحتوى على متغير مستقل تسمى معادلة الانحدار البسيط ، والمعادلة التي تحتوى على أكثر من متغير مستقل تسمى معادلة الإنحدار المتعدد.

يتم إستخدام الانحدار لاختبار تأثيرات عدد من المتغيرات المستقلة (عوامل التنبق) على متغير واحد مستقل (معيار) . ويختبر الانحدار عن طريق انحراف المتوسطات . ويجب أن يتم قياس جميع المتغيرات بالنظار المترى ، وقد تكون بيانات الأختبار إما بيانات خام أو مصفوفة ارتباط ،

ويقيس تحليل الانحدار درجة تأثير المتغيرات المستقلة على متغير تابع ، وفي حالة متغير مستقل واحد ؛ لذا يمكن التنبؤ بالمتغير التابع من المتغير المستقل من خلال المعادلة البسيطة التالية :

ص = أ + ب س حيث (أ) = مقدار ثابت

وكان يمكن توسيع هذا إلى مفهوم المتغير المتعدد كما يلى :

ص = أ + ب، س، + ب، س، + ب، س، + + بن سن

ولابد من ملاحظة أنه سواء كان بالنسبة لمتغير واحد أو لمتغيرات متعددة ، تكون العلاقة المتنبأ بها دائماً خطية ،

تفسير بياني لتحليل الانحدار:

فالطريقة البسيطة لتقريب معادلة انحدار المتغير واحد هي رسم علاقة بين المتغيرات ، وتتطلب المهمة أن نرسم أولاً المتغير التابع مقابل المتغير المستقل ، ويطلق على هذا النوع من الرسم اسم الرسم البياني المبعثر (المنتشر) .

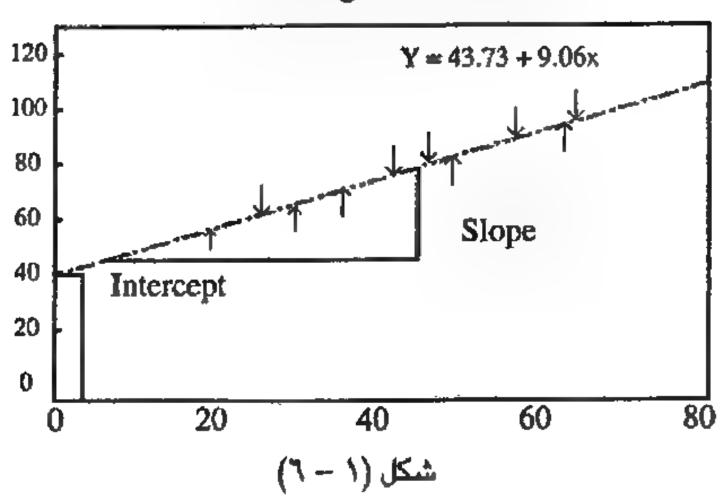
ثم لتحديد الخط المستقيم الذي يمثل الاتجاه خلال منتصف نقطة البيانات .
وهو اتجاه به « أحسن مطابقة» . ويحدد استخدام الاتجاه في تحليل انحدار العلاقة
بين المتغيرات المستقلة والتابعة . ويتم استخدام العلاقة التي تم تحديدها للتنبؤ
بالقيم المختلفة للمتغير التابع ، حين نضع في الاعتبار قيماً محددة للمتغير المستقل .
وتكون دائماً هذه العلاقة المتنبأ بها في شكل اتجاه خطى .

والجدول التالى يحدد مجموعة من القيم تمثل متغيراً مستقلاً (س) والمتغير التابع (ص) .

جدول (۲ - ۲)

۲٥	4.5	٧o	YA	٤٧	٥٧	35	۲١.	27	44	س
٧٩	٥٩.	1.4	٧٧ .	98	٩٧	Λ'n	70	٨٢	٦٨ :	ص

Linear Regression Model



ويتم الاستفادة من هذا المفهوم البسيط لوضع صياغة حسابية دقيقة لتحليل الانحدار . ويتم تعريف خط أحسن مطابقة على أنه الخط الذي يكون من خلاله مجموع مربعات انحراف نقاط البيانات المختلفة هي الأقل . ويتم أيضاً الإشارة إلى خط الانحدار على أنه أقل خط مربعات .

وفى حالة مشكلة المتغير المتعدد ، يتم الوصول إلى معادلة الإنحدار فى تتابع من معادلات الإنحدار الخطية بأسلوب تدريجى ، وفى كل خطوة من خطوات التتابع يتم إضافة متغير واحد إلى معادلة الانحدار ، والمتغير المضاف هو المتغير الذى يشكل أكبر انخفاضاً فى مجموع أخطاء المربعات فى بيانات العينة ، وعلى نحو متساو فهو المتغير الذى حين يتم إضافته ، يقدم أكبر زيادة فى قيمة «ف» والمتغيرات التي ليس بها ارتباط ذى دلالة مع المتغير المستقل ، هى تلك المتغيرات التي لاتزيد إضافتهم إلى قيمة «ف» ولايتم إظهارها فى معادلة الانحدار ،

التقدير الحسابي لمعاملات الانحدار :

ا - مع متغير واحد مستقل: يتم عرض التقدير الحسابي لمعاملات الانحدار
 في حالة المتغير المستقل الواحد.

وزيتم تقديم انحدار (معامل الانحدار) بالنسبة لخط أقل مربعات عن طريق «ب» حيث :

ويتم تقديم الجزء المحصور (المتغير المستقل) لخط الانحدار عن طريق أحيث: أ = ص - ب س

البواقي :

يتم تعريف البواقى على أنها الفروق بين القيم الفعلية والمتنبأ بها المتغير التابع . ويعتبر الخطأ المعيارى التقدير هو الانحراف المعياري البواقى ، ويمكن حساب الخطأ المعياري التقدير كما يلى :

مثال: متغیر تابع واحد من خلال البیانات فی جدول (۱) والتی تم عرضها من خلال الرسم البیانی شکل (۱).

الحل: ١ - عمل الجدول (٣ - ٦) كما يلى: جدول (٣ - ٦)

ص ۲	س ۲	س ھن	من	<u>"</u>	٦
1041	3773	7077	٦٨	79	١
1884	7775	۳۵۲٦	۸۲	٤٣	۲
٤٤١	7777	1117	7ه	٧١	۲
8.97	V ٣٩ ٦	00-8	۸٦	3.8	٤
4454	98.9	0089	47	٥Υ	۰
44.4	۲۸۸۲	8£NA	48	٤٧	٦
YA\$	6979	7017	VV	٨x	v
٥٦٢٥	1.7.9	۷۷۲۰	1.7	٧a	٨
7011	7 881	۲٦	٥٩	37	٩
YV- £	1375	£\-A	۷٩	٥٢	١.
Y TTE	ገ ጊዮለ ₀	77 77.7.	۸-۱	٤٦.	المجموع المتوسط

$$\frac{Y_{(ac.w.)}^{Y}}{c}$$
 ایجاد قیمة مجموع مربعات $m=a$

$$75777 - \frac{77377}{1} = 37777 - 77775 =$$

$$\Upsilon$$
 – إيجاد قيمة مجموع مربعات س ص = مجموع س x ص – $\frac{n = m \times n}{n}$

$$1908 = 73877 - 73877 = 3087 = 3087$$

$$\mathsf{TTTF} = \mathsf{ONTFF} = \mathsf{IFIT} - \mathsf{ITTAO} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{T} \cdot \mathsf{A})}{\mathsf{I}} - \mathsf{TTTAO} = \mathsf{ITTAO} = \mathsf{ITTAO}$$

$$= \frac{30\%}{3437} = 3/\text{APAY},$$

$$v = -1$$
 ایجاد قیمهٔ $v = -1$

$$= 1, \cdot \Lambda - 3/\Lambda \hbar \Lambda V$$
, $\times \Gamma S = 1, \cdot \Lambda - 6/77, \Gamma T$

$$-$$
 إيجاد قيمة ص = أ + ب س

وكطريقة بديلة لاستنتاج معادلة الانحدار ، كان يمكن استخدام البيانات الخام ، ويتم استخلاص خط انحدار المتغير الواحد عن طريق المخرجات التالية :

مخرجات الانحدار

	•		
		•	
		•	
	•		- 1

الفصل السابع

الاختبارات اللامعلمية اختبار مربع كا جداول التجانس جدول ٢×٢ جدول ١ اختبار الاشارة اختبار مان وتينى (يو) اختبار ولكوكسون اختبار كروسكال واليس اختبار كروسكال واليس

اختبار فريد مان للرتب

		į

الفصل السابع

الأختبارات اللامعلمية

تعتمد الأختبارات الإحصائية اللامعلمية (المترية) على افتراض اعتدالية التوزيع وتجانس التباين ، في حين أن الاختبارات الإحصائية اللامعلمية يشار إليها بالإحصائيات حرة التوزيع ؛ لأنه لايوجد افتراضات عن توزيع الدرجات ،

والأختبارات الإحصائية اللامعلمية تعالج الدرجات من المستويات الرتبية .
ويمكن اعتبار ذلك ميزة محددة للاختبارات اللامعلمية عند معاملة الباحثين للمتغيرات أو البيانات الفترية أيضاً ، والتي يمكن أن تتفق أكثر مع الافتراضات اللامعلمية . مثل أنواع الاستجابات الخاصة بجميع أنواع الاستفتاءات والأدوات المقدرة للسلوك التأثيري المتعدد ، والبيانات التي تجمع من البحث الكمى ، والتي غالباً ما تعتمد على ترقيم الحالات والتي يمكن تحليلها باستخدام الإحصائيات اللامعلمية .

والاختبارات الإحصائية اللامعلمية هي أقل قوة لكشف الفرض الصفرى غير الحقيقي ، وإذا اتفقت الافتراضات الأساسية للاختبار المعملي ، فإن الوسيلة الإحصائية اللامعلمية تفضل عادة لأنها أكثر فاعلية . ومع ذلك عندما يعرف الباحث أن مجموعة البيانات لانتفق مع افتراضات الاعتدالية ، وتجانس التباين أو عندما تصبح النوع الوحيد في الدرجات عبارة عن رتب أو تكرارات ، ففي هذه الحالة ينبغي على الباحث إستخدام الأختبارات اللامعلمية . والعديد من الطرق اللامعلمية متاحة ، وسوف يذكر المؤلف هنا الأختبارات اللامعلمية الأكثر استخداماً.

أختبار مربع كا:

إن الفكرة الأساسية التي يقوم عليها هذا الأسلوب الإحصائي وهو كالمحصاغة على أساس الفرض الصفرى ، وهي أن التكرار الملاحظ في الفئة أو الفئات موضع الدراسة يختلف عن التكرار المتوقع أو الفرض اختلافاً يرجع إلى الصدفة . وتتحدد التكرارات المتوقعة في ضوء أي تعريف للفرض الصفرى مثلاً في مشكلة

تنقسم فيها الصالات إلى فئتين . وقد يقرر الباحث على أساس معين أن التكرار في كل فئة ينبغي أن يكون بنسبة ١ إلى ٢ أو ١ إلى ٣ والخطوة التي تلي هذا هي حساب مربع كا بواسطة المعادلة التالية .

مثال: هناك مدرب يدعى أنه يستطيع التمييز بين اللاعب ذي اللياقة البدنية المعالية ، واللاعب ذى اللياقة البدنية المنخفضة من مجرد مشاهدتهم في الملعب . فقد كان حكمه صحيحاً على ثمانية لاعبين ، وحكمه خطأ على لاعبين . والسؤال ما احتمال أن يجىء هذا المحكم نتيجة للصدفة ؟ وهل يستطيع هذا المدرب حقيقة أن يمييز بين هاتين الفئتين من اللاعبين؟ إذا سلمنا بأن التكرار المتوقع هو خمسة .

$$\Upsilon, \gamma \cdot = \frac{\Upsilon(\circ - \Upsilon)}{\circ} + \frac{\Upsilon(\circ - \Lambda)}{\circ} = \Upsilon \boxtimes \bullet^{\bullet} \bullet$$

ولكى نفسر معنى كا فمن الضرورى استخدام الجداول الاحصائية فنجد أن قيمة كا الجدولية = ٣,٨٤ عند درجة حرية (١) ومستوى دلالة (٥٪) لذا نجد أن قيمة كا المدولية أكبر من قيمة كا المحسوبة ، وبناء عليه يمكن القول بأن هذه الأحكام يمكن أن تحدث بالصدفة ،

وهناك صورة أخرى لحساب كا عندما يكون هناك درجة حرية واحد ، فينبغي أن يدخل على المعادلة الأصلية في صورة [١] التعديل التالي :

حل المثال السابق بالصورة [٢]

= 0.7 + 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 = 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 = 0.1 + 0.1 = 0.1 + 0.1 = 0

في أحد البحوث الخاصة لمعرفة نسب اللياقة البدنية التي تؤدى إلى المستويات الرياضية العالية في مجتمع ما ، ذا قام باحث بفحص ٤٠٠٠ الاعب فكانت النتائج كالتالى:

التكرارات للشاهدة	المستويات الرياضية
٩	المستوى الأول
٧	المستوى الثاني
٦	السترى الثالث
11	المستوى الرابع
v	المستوى الخامس
٤	المجموع

فَإِذَا كَانَ مِنَ المُعْرُوفِ أَنْ نَسَبِ اللَّيَاقَةَ الْبَدُنَيَةَ بِالتَّرْتَيْبِ الآتَى : ٢٠٪ ، ١٥٪ / ، ١٠٪ / ، ٣٠٪ ، ٢٥٪

الحل :

١ - نحسب التكرارات المتوقعة كالآتى :

جدول (۱ -۷)

التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	المستويات الرياضية
۸ = <u>۲.</u> × ٤	9	المسترى الأرل
7 = 10 × E	٧	المستوى الثاني
£ = 1. x £	٦.,	المستوى الثالث
17 = \frac{T}{1} \times \times \tau.	13	المستوى الرابع
1 = Yo × 2	٧	المستوى الخامس
	٤٠٠٠	المحموع

٢ -- نحسب قيمة كا٢ من المعادلة في صورة [١ / ٧]

$$+\frac{Y(X - Y - Y)}{X - Y} + \frac{Y(X - Y - Y - Y)}{X - Y}$$

= 0.77 + 17.7 + 1.00 + 1.00 + 1.00 = 1.00

- ٤ بما أن قيمة كا ٢ المحسوبة أكبر من قيمة كا ٢ الجدولية ،
 - الفروق معنوية أي نفرض الفرض الصفرى -

جداول التجانس

نحتاج في كثير من البحوث والدراسات إلى تصنيف البيانات حسب عوامل معينة كما نحدد مقدار العامل في كل مرة ، مثلا دراسة مستوى القلق (مرتفع/منخفض) وعلاقته بالنوعية (ذكر/أنثى) . ولتوضيح فكرة دراسة العلاقة بين عاملين أو أكثر ، أو ما يشار إليه أحياناً بموضوع ارتباط العوامل أو قياس الاستقلال بين العوامل .

مثال :

إذا أخذنا عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ طالب وطالبة ، وكان مستوى القلق مرتفعاً ومنخفضاً من خلال بيانات الجدول التالى (٢-٧):

جنول (۲-۲)

القلق مرتفع منخفض
النوع منخفض
النوع منخفض
النوع ۶۰ منظم

الحل:

١ - تجهيز البيانات من خلال الجدول التالي (٢ -٧):

جدول (۳ -۷)

المجموع	منخفض	مرتفع	القلق الذوع
0.0	10	٤.	طالب
٤٥	١.	To	طالبة
1	40	٧٥	المجموع

- ٢ احتمال أن يكون الشخص طالباً مو مجموع تكراري
 الصف الأول على مجموع التكرارات ،
- ٣ احتمال أن يكون الشخص مرتفع القلق = ١٠٠ وهو مجموع تكرارى
 العمود الأول على مجموع التكرارات .
- ٤ احتمال أن يكون الشخص طالبة = _____ وهو مجموع تكراري
 الصف الثاني على مجموع التكرارات.
 - ه -- احتمال أن يكون الشخص منخفض القلق = احتمال

$$\Upsilon$$
 – القيم المتوقعة = $\frac{80 \times 80}{1.1}$ = $81, Y_0$

$$11.70 = \frac{70 \times 20}{1..} =$$

٧ - للتاكد يجمع التكرار المساهد والتكرار المتعقع حيث إن الاثنين يتساويان.

$$1 + \frac{1}{1} +$$

$$\frac{Y(TT, \forall c - Tc)}{YT, \forall c} + \frac{Y(1T, \forall c - 1c)}{17, \forall c} + \frac{Y(\xi1, \forall c - \xi.)}{\xi1, \forall c} = Y \leq \therefore - \Lambda$$

$$\frac{YT, \forall c}{YT, \forall c} = \frac{17, \forall c}{11, \forall c} = \frac{17, \forall c}{11, \forall c} = \frac{17, \forall c}{11, \forall c}$$

$$9 - v_{c} = 1 - 2 = 3 - 1 = 7$$

١٠ -- قيمة كا الجدولية عند مستوى ٥٠٠ = ٥١٨ ٧

١١ - ١. نرفض القرض الصغرى -

مثَّالُ أَخْرٍ ؛

أوجد قيمة كا 7 بالطريقة العامة للجدول التكراري ن \times ن 7

المجموع	أرفض جداً	أرفض نوعاً ما	لا أدرى	موافق توعاً ما	مرافق جد	البيان
٨٨	ō	۸۸	١٣	۲۷	Ü	ذكور
c٢	0	۲,	٨	۱۷	٣	إناث
121	١.	٨3	۲١	o £	٨	المجموع

الحل:

١ - عمل الجدول التالى:

المجموع	أرقض	لا أدرى	موافق	البيان
٨٨	**	<u>)</u> ٣	73	ذكور
70	۲٥	٨	۲,	إناث
181	٥٨	۲۱	٦٢	المجموع

التكرار المتوقع لا أدرى
$$=\frac{11 \times 17}{121}$$
 $= 11.71$

التكرار المتوقع لإناث موافق =
$$-\frac{70 \times 77}{181}$$
 = -77.77 التكرار المتوقع لإناث لا أدرى = $-\frac{70 \times 77}{181}$ = -70.77 التكرار المتوقع لإناث لا أدرى = $-\frac{70 \times 77}{181}$ = -70.77 التكرار المتوقع لإناث أرفض = $-\frac{70 \times 60}{181}$ = -70.77

$$\frac{\frac{Y(YT,Y\cdot-Y\cdot)}{YT,Y\cdot}+\frac{Y(YT,Y)}{YT,Y)}+\frac{Y(YX,Y\cdot-\xi Y)}{YX,Y\cdot}=YS$$

$$1, o = \frac{{}^{Y}(Y^{1}, \Lambda - Y \circ)}{Y^{1}, \Lambda} + \frac{{}^{Y}(Y, \Lambda)^{Y}}{X, \Lambda} + \frac{{}^{Y}(Y^{1}, Y - Y \cap Y)}{Y^{1}, Y}$$

$$3 - 1 - 7 = 3$$
 - درجة الحرية

$$0.09 = 0.01$$
 الجدولية عند درجة حرية 0.000 ومستوى 0.000 الجدولية عند درجة حرية 0.000

٦ - نرفض الفرض الصفري -

ج**ىول Y × Y** :

إذا كان لدينا مجموعتان منقسمتان بالنسبة لخاصيتين معينتين ، فإنه يمكن تكوين جدول مكون من أربع خلايا (صفين وعمودين) . وتمثل الصفوف إحدى الخاصيتين ، تمثل الأعمدة الخاصية الأخرى . وفي هذه الحالة يمكن استخدام المعادلة السابقة لاستخراج كالم . إلا أنه توجد معادلة أخرى يمكن استخدامها في هذه الحالة ، تتضع من الجدول الآتى (٢٣ - ٣) :

جدول (٤٧)

المجموع			لبيان	1
	٠ ٧	نعم		
أ + ب	ب	j	نعم	الثامير
چ + ځ	٦	÷	Ŋ	
ن	ب+د	أ + جـ	چموع	ŢI

ويمكن استخدام هذه للعادلة

ومن المعلوم أن درجات الحرية هنا = (۲ – ۱) (۲ – ۱) = ۱ مثال :

نفرض أننا نريد إيجاد العلاقة بين القوة والسرعة . ولذا قد قمنا يتطبيق الأختبار على عينة من ١٠٠٠ لاعب . وقد وجد ٣٠٠ لاعب متميز بالقوة و٢٠٠٠ لاعب يتميز بالسرعة . وقد أمكن وضعهم في التقسيم بالجدول (٥ -- ٧) جدول (٥ -- ٧)

المجموع		القوة	الحاصية الأولى	
	Ŋ	نعم	انية	الخاصية الث
γ	71. 7	٤٩.٠	نعم	المرو
٣	٩. ١	۲۰۰	Y.	. J
١	٣	٧	جموع	71

الحل :

١ - نحسب القيم المتوقعة لكل خلية كما هي مدونة في الجدول (٥ - ٧) ،
 ونطبق المعادلة

$$\frac{1 \cdot \cdots \times {}^{Y}(Y \cdot \cdots \times Y \cdot \cdots) - (1 \cdot \cdots \times 0 \cdot \cdots)}{Y \cdot \cdots \times Y \cdot \cdots \times Y \cdot \cdots} = {}^{Y} \boxtimes - Y$$

$$= \frac{1 \cdots \times (1 \cdots)}{1 \cdots \times 1 \cdots \times$$

حل آخر:

١ – تستخدم المعادلة :

$$=\frac{Y(q_1-1\cdots)}{q_2}+\frac{Y(Y_1-Y_2\cdots)}{Y_1-Y_2\cdots}+\frac{Y(Y_1-Y_2\cdots)}{Y_1-Y_2\cdots}+\frac{Y(\xi q_2-\varphi_2\cdots)}{\xi q_2\cdots}=Y[\underline{\zeta}-Y_2\cdots]$$

$$Y, YV = 1, 11 + ... + ... =$$

وهى النتيجة السابقة نفسها.

و به قيمة كالالجدولية عند درجة حرية ١ ومستوى معنوية ١٠,

7,370=

و ' قيمة كا المحسوبة أقل من الجدولية .

هذا دليل على عدم وجود علاقة بين القوة والسرعة .

هناك طريقة مختصرة لحساب كا للجدول التكراري ٢ × ٢، وتعتمد الطريقة المختصرة لحساب كا على علاقتها بمعامل ارتباط فاي ، وهي كما يلي :

کا^۲ = فای^۲ × ن

الحل:

١ - حساب قيمة فاي من خلال الجدول التالي :

. ۷۲	٣٧	٣٥
٨3	٣٤	١٤
14.	۷۱	٤٩

$$7 - \Delta I_{2} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 77) - (12 \times 70)} = \frac{100}{100}$$

$$= \frac{100}{100}$$

. 19 =

$$Y - \therefore 2Y = P'$$
. $\times \cdot YI = YY.3$

أختبار الإشارة

هناك بعض أدوات البحث ، مثل : الاستبيانات ، الاستفتاءات ، استطلاع الرأى ، والذى يعتمد المفحوص فى الاستجابة على صورة زوج من القرارات مثل نعم ، لا – صح ، خطأ إلى غير ذلك : ولفحص وجود اختلاف بين الاستجابتين يستخدم اختبار الاشارة الذى يمكن اعتباره أسلوباً جيداً لفحص زوج من القرارات ، ويمكن نوضح ذلك بالمثال التالى :

مثال :

في برنامج ترويحى رياضى ، أراد باحث معرفة ما إذا كان له تغتير على الرضا المهنى لاثنى عشر موظفا ، وكان الرضا المهنى قبل البرنامج وبعده بتمثل في البيانات بالجدول (٦ -٧) ،

جدول (٢ - ٧)

الإشارة	بعد البرئامج	قبل البرنامج	اسم الموظف
+	٢٨	٧٥	أحمد
+	٨٠	٧٣	على
4-	٧٧	٦٥	سعيد
-	٦٥	77	محمد
+	٧٧	٦٧	مصطفى
+	٧٦	٧٤	محمود
-	٧٥	٧٧	سيد
+	۸۰	٧٥	خلیل
+	۸۳	٧٦	سمير
+	٧o	٧٤	أسامة
	٧٤	٧٧	مىبرى
·	YY	٧٧	مختار

الحل :

- ١ نضع إشارة (+) إذا زاد الرضا المهنى بعد البرنامج ،
- ٢ نضع إشارة (-) إذا قل الرضا المهنى بعد البرنامج ،
- ٣ نضع إشارة (٠) إذا تساوى الرضا المهنى قبل البرنامج ويعد البرنامج،
 - ٤ نستبعد القراءة الثانية عشر .. نتعامل مع إحدى عشرة قراءة فقط .
 - ه متوسط توزيع ذي الحدين هو ن ح وانحرافه المعياري

مو
$$\sqrt{i - (1 - 2)}$$
 فإن الوسط = $\frac{1}{Y} \times 11 = 0.0$

والانحراف المعيارى =
$$\sqrt{1 \times \frac{1}{Y} \times \frac{1}{Y}}$$
 = ١, ٦٦

٦ - معرفة إمكانية الحصول على ثمانى قيم ، أو أكثر من ثماني قيم
 موجبة (+) بالصدفة فقط .

٧ جساب الحد الأدنى الفعلى للرقم ٨ ، ويكون ٥ ، ٧ ، وتكون القصمة
 المعيارية (أو الإحصائية) ص المحسوبة كالتالى :

$$1, \Upsilon_{i} = \frac{\Upsilon_{i} - \sigma_{i} \sigma_{i} - V_{i} \sigma_{i}}{1, 77} = \frac{\Upsilon_{i} - V_{i} \sigma_{i}}{1, 77} = \frac{\Gamma_{i} - V_{i} \sigma_{i}}{1, 77}$$

٨ - الكثيف .

اختبار مان وتيني (يو) Mann Whitney

. يستخدم اختبار مان وتينى (يو) عند الرغبة في معرفة الفرق بين عيفتين مختارتين ومستقلتين عن بعضهما . ويعتبر أختبار يو البدليل الآخر لاختبار « ت» في حالة عدم معرفة التوزيع الاحتمالي الذي تتبعه الظاهرة المطلوب دراستها . مثال:

أراد باحث معرفة ما إذا كان هناك فرق بين مستوى القلق بين المطلبة والطالبات لكلية التربية الرياضية ؛ ولذا أخذت عينة من (١١) طالبة وأخرى (١٠) طلاب ، وتم تسجيل البيانات التائية لهم :

جدول (٧ -٧)

بة	طــــــــــــــــــــــــــــــــــــــ		لب	لـــاه	
الرتبة	القلق	۴	الرتبة	القلق.	٦
۲۱	٨	1	٨	۲.	1
۲-	۸,٥	۲	V	۲۰,٥	4
١٩	۸.	7	٥	Y1,0	٣
۱۸	10	٤	٦	۲١	٤
٩	19,0	٥	١	٣٥	٥
٧.	۱۹	٦	٤.	44	٦
11	١٨	V	٣	٧٧,٥	٧
۱۲	۱۷,۵	٨	۲	۲.	٨
17	۱۷	٩	١٤	10,0	٩
17	۵,3۱	1.	١٥	10	١.
١٧	١٤	11			

ولأن المنحنى التكراري للقلق بصفة عامة ملتو (غير متماثل حول المتوسط) فالقراءات الناتجة لايتوقع أن تتبع التوزيع الطبيعى . وبالتالى نستخدم اختبار (يو) غير المعملى لمثل هذه الحالات ، نجد الرتبة المناظرة لكل قراءة من بين ٢١ قراءة مجتمعة ، كما هو موضح في الجدول ، وبالطريقة نفسها التي حددنا فيها الرتب عند حساب معامل إرتباط الرتب لسبيرمان ، والهدف من هذا الإجراء هو معرفة ما إذا كانت إحدى مجموعات الرتب تقل بصورة ملموسة عن المجموعة الأخرى ،

الحل:

١ – إيجاد البيانات التالية :

عدد الطلبة

عدد الطالبات

مجموع رتب الطلبة مجر ر، ٢ - إيجاد مقدار (يو) بالقانون التالى :

$$2 = \frac{0}{1} = \frac{(1 + 1)}{7} - \frac{1}{4}$$
 $= \frac{1}{4} = \frac{1}{4} =$

٣ - التعويض عن قيم المقدارين ن، ن، ومجار، نجد أن:

$$30 - \frac{11 \times 1}{2} + 11 \times 1 = 9$$

 $= \cdot \cdot \cdot \cdot + \circ \circ - \circ \cdot = \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot = \cdot \cdot \cdot = \cdot \cdot = \cdot \cdot \cdot = \cdot = \cdot = \cdot \cdot = \cdot \cdot = \cdot$

٤ - إيجاد القيمة الإحصائية ص المناظرة للمقدار يو من العلاقة التالية :

$$\frac{Y}{Y} = \frac{y \cdot y \cdot y}{Y} = \frac{y \cdot y \cdot y \cdot y}{Y} = \frac{y \cdot y \cdot y \cdot y}{Y} = \frac{y \cdot y}{Y} = \frac{y \cdot y \cdot y}{Y} = \frac{y \cdot y}{Y$$

وحيث إن قيمة ص من جدول التوزيع الطبيعي في حالة أن:

٦ - يجب ألا يستخدم أختبار (يو) في حالة أن حجم أي من العينتين أقل من
 ٩ قراءات .

dilcoxon أختبار ولكوكسون

يستخدم اختبار ولكوكسون لاختبار ما إذا كان يوجد فرق بين مجموعتين مرتبطتين أم لا ؛ أي إن العينة من مجمع واحد وقد تكون مجموعة ضابطة وأخرى تجريبية ؛ وذلك لمعرفة الفرق بينهما قبل وبعد إدخال المتغير التجريبي .

مثال :

أراد أحد الباحثين تعرف كل من الثواب والعقاب فى تعلم رياضة المبارزة بسلاح الشيش على طلاب الصف الثانى بكلية التربية الرياضية ، على عينة قوامها (٢٠) طالباً وكانت بياناتهم كالتالى :

جىول (٨ -٧)

١.	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	۲	1	البيان
93	41	٨٤	ΑY	۸۳	Y£	٨٦	71	٨٥	٦٥	درجات الطلاب لجموعة الثواب (س)
٨١	٧٣	4.	٩.	٨٥	٧ź	٨٨	۸٠	٩.	11	درجات الطلاب لمجموعة العقاب (س)
١. +	٧+	٦-	۳-	۲	صقر	Y	٤	٥ –	١-	الفرق بين (س، – س،)
1.	٧	٦	٣	۲	~	۲	٤	D	١	القيمة المطلقة للفرق
٩	Λ	٧	٤	۲,٥	-	۲,٥	c	٦	١	رثبة الفرق

الحل:

- $\Lambda = 1$ استخراج البيانات بالجدول ($\Lambda = \Lambda$)
- ٢ استبعاد الحالة رقم (٥) لعدم وجود فروق بين الثواب والعقاب.
 - ٣ إيجاد الفرق بين قيم س، وقيم س، .
 - ٤ إيجاد القيمة المطلقة للفرق.
- ه إيجاد رتبة الفرق . ويحسب ذلك كما سبق دراسته في معامل ارتباط الرتب الرتب السبيرمان .
- ٦ حساب مجموع الرتب للفروق الموجبة أو السالبة ويجب أختبار دائماً
 الإشارة الأقل تكراراً
- ٧ نجد في المثال الحالى نأخذ الإشارة الموجبة (+) حيث تتكرر مرتين فقط،
 وفي ذلك نجد أن قيمة إحصائية ولكوكسون وهي :
 - $0 = 0 + \Lambda = 10$ و = 0 مجموع الرتب الناتجة من رقمى
 - ٨ الكشف عن قيمة (و) من جدول ولكوكسون
 - لدرجة حرية $\dot{u} \dot{l}$ $\dot{r} = 1 1 1 = 9$ وتحت مستوى
 - $a \cdot a = e_{ra} = r$
- ٩ نلاحظ هنا أن (و) الجدولية < (و) المحسوبة ، ويالتالى فإننا نقبل
 الفرضية الأولية (وهي أن قراءات كل من الثواب والعقاب لهما التوزيع نفسه).
- ١٠ نلاحظ أيضاً أنه على عكس الاختبارات الاخرى ، فإننا نرفض الفرضية الأولية في اختبار ولكوكسون فقط إذا كانت قيمة (و) المحسوبة أقل أو تساوى قيمة (و) الناتجة من الجدول .
- ۱۱ نلاحظ كذلك أن جدول ولكوكسون يعطى القراءات من ٦ إلى ٢٥ رُوجاً من القراءات فإننا رُوجاً من القراءات ، أما عندما يكون لدينا أكثر من ٢٥ رُوجاً من القراءات فإننا نستخدم التقريب التالي للقيمة (و) ، ويمكن مقارنتها باستخدام جدول التوزيع الطبيعي المعياري حيث الإحصائية ص في هذه الحالة هي :

$$\frac{(i+1)}{3}$$
 می = $\frac{(i+1)(i+1)}{(i+1)(i+1)}$

حيث إن ن عدد الفروق غير الصفرية .

وبذلك نقارن قيمة ص المحسوبة مع ص = $\frac{1}{2}$ ١,٩٦ المستوى معنوبة ٥٠,٠٠ أ و ص $\frac{1}{2}$ - ٨٥,٠٠ لمستوى معنوبة ٥٠,٠٠ أ.

اختبار كروسكال واليس (Kruskał - Wailis)

يستخدم هذا الاختبار لأكثر من مجموعتين ، ولكن عن طريق الرتب ، وهذا النوع من الأختبارات يشبه إلى حد كبير تحليل التباين في اتجاه واحد للبيانات الرتبية .

مثال :

أراد باحث معرفة دلالة الفروق بين ثلاث مجموعات من طلبة كلية الأداب قسم علم النفس في مفهوم الذات ، وقد تم تسجيل البيانات التالية من نتيجة الاختبار ،

المجموعة الأولى: ٥ - ٩ - ١٣ - ١٨ - ٢٤ - ٢١ - ٣٣ - ٢٨ .

المجموعة الثالثة : ٢٤ - ٤٠ - ٨٨ - ٤٩ - ٤٩ - ٢٥ - ٥٥ - ٥٦ - ٨٥ . الحل :

- ١ ترتيب جمع البيانات في جميع المجموعات ترتيباً تصاعدياً،
- ٢ استخراج مجموع الرتب (ب) لكل مجموعة من مجموعات البحث البالغ
 عددها (ك) .
- $\gamma 1$ إذا كان متوسط مجموع الرتب (م ب) = متوسط رتب المجموعات ومستويا أيضاً لمتوسط رتب المفحوصين الذي يساوي ($\frac{1+i}{\gamma}$) . يكون الفرض الصفري صحيحاً .

٤ – الاختبار المستخدم في هذه الطريقة يسمي (هـ)

ه - يتم حساب هـ كالتالي :

$$(1+i) = \frac{\gamma_{i}}{i(i+i)} \times \frac{\gamma_{i}}{i(i+i)} = \frac{\gamma_{i}}{i(i+i)} = \frac{\gamma_{i}}{i(i+i)}$$

٦ - تستخدم المعادلة التالية في حالة وجود قيم متساوية كثيرة لتصحيح أثر
 الرتب المتساوية .

$$\frac{(1+i) \Upsilon - (\frac{d^{\gamma} U}{U}) \rightarrow \times \frac{1 \Upsilon}{(1+i)U}}{U} = \Delta$$

$$\frac{d^{\gamma} U}{U} = \Delta$$

$$\frac{d^{\gamma} U}{U} = \Delta$$

٧ - نقوم بترتيب أفراد عينة البحث (ن = ٢٣) وذلك كالتالى :

المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى	مسلسل
1.,0	1,0	١,٥	١
17	٣	٤, ۵	٧
۱۷	٤,٥	*	٣
۱۸,٥	٨	Υ	٤
۱۸,٥	٩	١٠,٥	٥
۲۰	١٤	14	٦
41		17	٧
77		١٥	٨
77			٩

$$19.0 = 10.0$$
 $= 0.00$ $= 0.00$ حساب مجموع الرتب $= 0.00$ حساب مجموع الرتب $= 0.00$ حساب مجموع الرتب $= 0.00$

٩ -- حساب مجموع القيم المتساوية نجدها = ٤

$$1 - 4 = 7 - 7 = 7$$
.

١١ - مجه ط (أي مجموع الرتب المتساوية في المجوعات الست

ن يمكن حساب القيمة (هـ) كمايلى :

$$\frac{(1 + 4L)L - (\frac{1}{4}) + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4}) \times \frac{1}{(1 + 4L)AL}}{(1 + 4L)AL} = 7$$

= AX,71

۱۲ – بالكشف عن دلالة قيمة هـ وذلك بإستخدام جدول القيم الحرجة لقيمة 7 كـ 7 عند درجة حرية ن – 7 = 7 - 7 نجد إنها دالة عند مستوى 7 معنى ذلك رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البدليل .

Friedman Test

أختبار فريدمان للرتب

يستخدم هذا الأختبار لمعرفة دلالة الفروق بين رتب أكثر من مجموعتين مرتبطتين ، وهو يشبه في ذلك تحليل التباين في إتجاهين ، ويستخدم في ذلك البيانات الرتبية بدلاً من بيانات النسبية أو المسافة . وفي هذه الحالة تكون البيانات عبارة عن ترثيب العينة في عدد من الشروط التجريبية المختلفة .

مثال :

أراد باحث دراسة ظاهرة معينة من خلال أربع طرق تجريبية ، وذلك من خلال البيانات في الجدول (١٠ - ٧)

المتغيرات التجريبية							2511	
	١	-	÷	,	ب		أ	العينة
الترتيب	الدرجة	الترتيب	الدرجة	الترتيب	الدرجة	الترتيب	الدرجة	
١	٤	٤	11	٣	٧	۲	٦	١
١	٩		١٦	۲	11	۲	١.	٨
١	λ	٤	17	٣	١٥	۲	٩	٣
١,	۱۲	٣	17	۲	١٤	٤	۱۸	٤
٣	λ	٤	٩	۲	٦	١	٤	٥
۲	٥	٤	٧	٣	٦	١	٣	٦
٤	- 11	٣	4	۲	٨	١	٤	٧
٤	11	٣	۸.	۲	٩	١	٧	٨

الحل:

١ - ترتيب للفحوصين تصاعدياً من خلال الصفوف ، وليست الأعمدة ، أي
 كل مفحوص في المتغيرات التجريبية الأربعة ،

٢ - الجدول (١٠ - ٧) تحسب قيمة (س) على النحو التالى :

حيث أن ب، = مجموع الرتب في كل عمود يدل على شروط أو معالجة .

م ب = متوسط مجموع الرتب

س = مجموع مربعات

٣ – إستخدام المعادلة التالية :

9,20 =

٦ - الكشف عن هذه القيمة في جدول القيم الحرجة لقيم كا٢ ، نجد أنها دالة
 عند مستوى ٢٠٠,

٧ - يمكن رفض الفرض الصفرى في حالة قبول الباحث هذه الدلالة ،
 ويمكن قبوله إذا كان لايقبل هذه الدلالة .

مصادرالكتاب

السيد محمد خيرى (١٩٦٣) الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والتربوية والاجتماعية والطبعة الثالثة والقاهرة : مطبعة دار التأليف.

رم زية الغربوي ، القاهرة : محتبة الأنجلو المصرية.

صلاح الدين محمود علام (١٩٩٣) الأساليب الإحصائية الاستدلالية البارامترية واللابارامترية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية ، القاهرة : دار الفكر العربي .

فراد البهى السيد (١٩٧٩) علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى . الطبعة الثالثة ، القاهرة : دار الفكر العربى .

مـــــمطفى زيدان (١٩٨٩) الإحصاء ووصف البيانات . الطبعة الثانية . القاهرة : مطبعة خاصة،

محصطفى حسسين باهى (١٩٩٩) الإحصاء التطبيقى فى مجال البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية القاهرة : مركز الكتاب للنشر

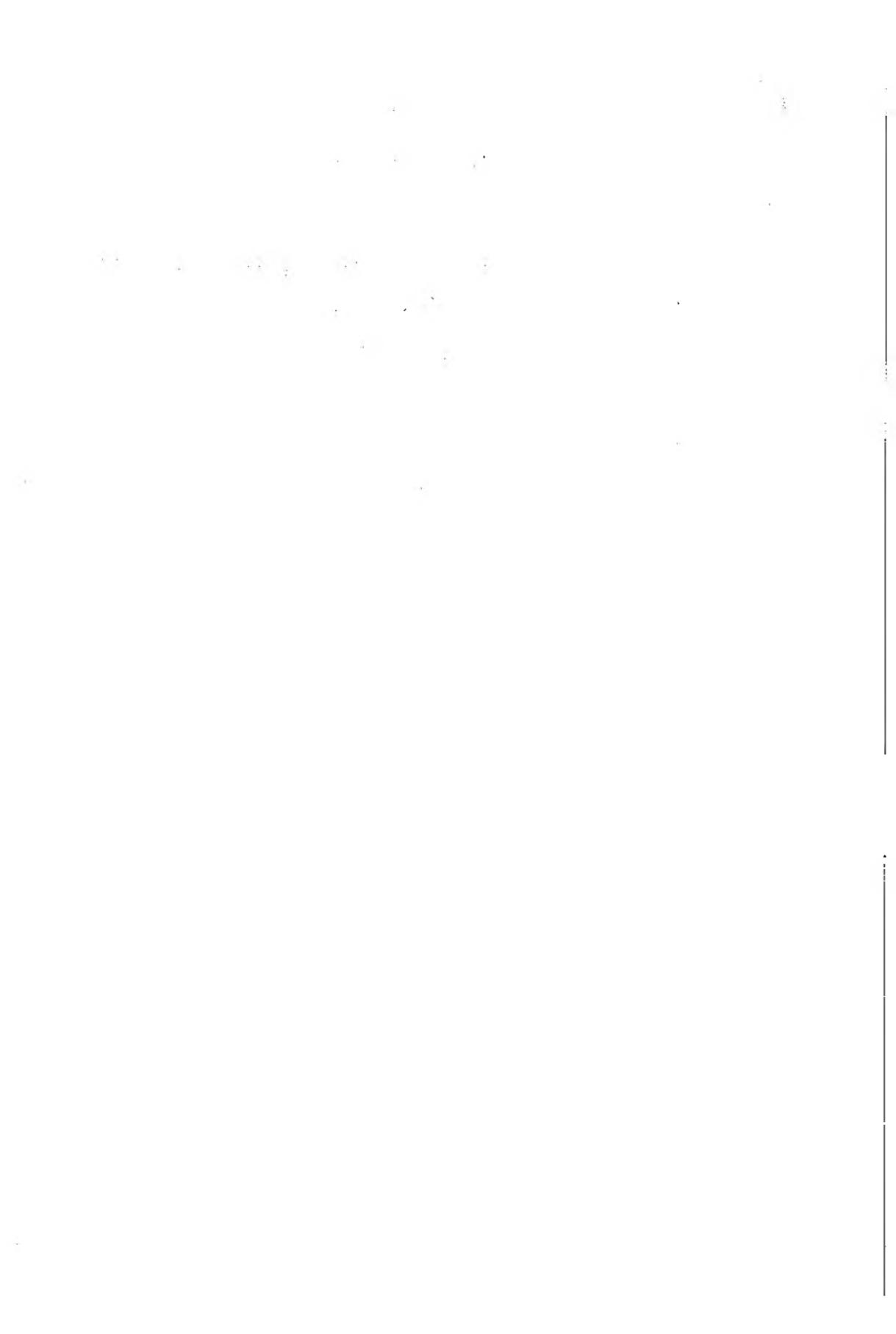
يحيى هامد هندام الساسيات الإحصاء في البحوث الاجتماعية والطبية . محمد الشبراوي على القاهرة : مكتبة النصر الحديثة

محتويات الكتاب

केट्यका	الموضوع
	مقدمة
11	الف مسل الأول: متغيرات ومستويات القباس
۲.	استتخدامات معاملات الارتباط
08 77	الفصمل الثاني: الارتباط بين متغيرين كميين
٣٨	معامل ارتباط بيرسون
08 - 89	معامل ارتباط إيرس
77 - 00	الفصمل الثاث: الارتباط بين متغيرين ترتيبين
٥٧	معامل ارتباط سبيرمان
7.5	معامل ارتباط جاما
٦٥	معامل ارتباط كثدال
91 - 77	المسمين الرابع: الارتباط بين متغيرين اسميين
79	معامل ارتباط كرامير
٧١	معامل ارتباط لامدا
44	معامل الارتباط الرباعي
٧٩	الفيميل الخيامس: معامل الارتباط الجزئي
٨٢	معامل الارتباط الثنائي
Γλ	معامل الارتباط للتعدد
ፆኢ	معامل الترافق
٩.	معامل الاقتران (الارتباط بين الصفات)
1.0-90	الفيصل السيادس: الاتحدار
1.1	التحليل المنطقي للانحدار

محتويات الكتاب

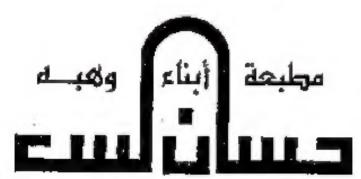
الصفحة		الموضوع
17 1.7	الاختبارات اللامعلمية	القصصل السصايع :
٧-٩	اختبار مربع كا	
114	جداول التجانس	
111	جنول ۲ × ۲	
119	اختبار الاشارة	
171	اختبار مان وتيني (يو)	
172	اختبار ولكوكسون	
177	اختبار كروسكال واليس	
۸۲۸	اختبار فريدمان للربت	
171		مسمسادر الكتشاب





رقم الإيداع : بدار الكتب : ١٥١٩٢ لسنة ٢٠٠١ الترقيم الدولي : 1-1861-20-977





۱۱۲ (۱) ش الجيش – ميدان الجيش ۲۶۱ (۱) ش الجيش – ميدان الجيش

هذا الكتاب

يعد هذا الكتاب في معاملات الارتباط والمقابيس اللامعلمية الذي يقدمه المؤلفان إلى الطلاب الدارسين لمادة الإحصاء وكذا طلاب الدراسات العليا وإلى كل المهتمين بدراسة العلاقات بين المتغيرات سواء معلمية أو لامعلمية والخاصة بجميع مستويات القياس.

و هذا السكتاب هو خلاصة اطلاع وبحث وخبرة المؤلفان في تدريس الإحصاء لمرحلتي البكالوريوس والدراسات العليا في بعض الجامعات المصرية وكذا الإشراف على وحدة الإحصاء بمركز الحاسب الآلي بجامعتي المنيا وحلوان.

وهذا الكتاب مرجع علمى لطرق استخدام معاملات الارتباط في البحوث العلمية كما يقدم طرق إحصائي أخرى لاغنى عنها في مجال الدراسة والبحث.

وهذا الكتاب يتضمن المفاهيم الأساسية لمعاملات الارتباط وأنسب أسلوب لكل نوع من البيانات المراد معالجتها وتفسيرها مع تقديم مثال تطبيقي ليكون مرشد للباحثين .

وهذا الكتاب بجمع كل التطبيقات العملية المناسبة لهدف وفروض البحث لمحاولة حل هذه المشكلات البحثية .

والله الموفق مكتبة الأنجلو المصرية